

**EL GOBIERNO CORPORATIVO Y
LAS PRÁCTICAS DE *EARNINGS MANAGEMENT*:
EVIDENCIA EMPÍRICA EN ESPAÑA^{*}**

Beatriz García Osma y Belén Gill de Albornoz^{}**

WP-EC 2005-11

Correspondencia a: Belén Gill de Albornoz, Departamento de Finanzas & Contabilidad, Universitat Jaume I, Campus del Riu Sec, Avgda. Sos Baynat s/n. 12071, Castellón de la Plana, Tel: +34 964 728564. E-mail: noguer@cofin.uji.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Abril 2005

Depósito Legal: V-2046-2005

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

^{*} Agradecemos el apoyo financiero de la Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas (AECA).

^{**} B. García: Departamento de Contabilidad y Finanzas, Lancaster University; B. Gill de Albornoz: Departamento de Finanzas & Contabilidad, Universitat Jaume I.

EL GOBIERNO CORPORATIVO Y LAS PRÁCTICAS DE *EARNINGS MANAGEMENT*: EVIDENCIA EMPÍRICA EN ESPAÑA

Beatriz García Osma y Belén Gill de Albornoz

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar la relación entre las prácticas de gobierno corporativo de las empresas españolas y su propensión a llevar a cabo prácticas manipuladoras del resultado. Para ello, se utiliza la información de 155 respuestas al cuestionario que la CNMV remitió a las empresas cotizadas para que voluntariamente ofreciesen información sobre sus prácticas de gobierno, siguiendo las recomendaciones del Código Olivencia. De forma consistente con la evidencia presentada en el contexto anglosajón, los resultados sugieren que los consejeros dominicales, representantes de los inversores institucionales, constituyen un freno a las prácticas manipuladoras. Sin embargo, observamos que la presencia de consejeros independientes está positiva y significativamente relacionada con el nivel de manipulación, excepto cuando estos consejeros son elegidos por miembros dominicales. Los resultados son consistentes al utilizar el valor absoluto de los ajustes por devengo discrecionales producidos por varios modelos alternativos como medida del nivel de manipulación.

PALABRAS CLAVE: Gobierno corporativo, *earnings management*, ajustes por devengo discrecionales.

ABSTRACT

We test whether corporate governance mechanisms promoted by best practice codes are effective in constraining earnings manipulation in Spain, as previously documented in the US and the UK. We show that to a certain extent an Anglo-Saxon model of corporate governance may turn out to be a failure when used in a different institutional setting. In this sense, we show that independent experts are inefficient in reducing accounting manipulation in our sample, except when they are designated by institutional directors. Our results are consistent with alternative specifications of discretionary accruals models to estimate the earnings manipulation magnitude.

KEY WORDS: Corporate governance, earnings management, discretionary accruals.

JEL CLASSIFICATION: G39, M41.

1. Introducción

Dos circunstancias recientes han despertado un interés público extraordinario por la fiabilidad y transparencia de la información financiera en Europa: por una parte, la espiral de escándalos financieros que, con casos como el de la multinacional italiana Parmalat, no parece exclusiva del contexto norteamericano; por otra, el compromiso de adopción por parte de los países miembros de la Unión Europea de las Normas Internacionales de Información Financiera (NIIF) a partir de 2005 para los grupos de sociedades cotizadas que, en aras a incrementar la utilidad de la información contable demandada por los mercados de capitales, resultará en un incremento de su relevancia, pero a cambio de sacrificar parte de su fiabilidad (Gonzalo, 2003). La conjunción de estos elementos ha reactivado el debate entre académicos, profesionales y organismos reguladores sobre las acciones a llevar a cabo para restringir las prácticas contables fraudulentas o “creativas”¹. Entre las mismas, dentro del ámbito interno de la compañía, el fomento del buen gobierno corporativo ha sido sin duda la que mayor consenso internacional ha generado. Prueba de ello son los códigos de buen gobierno, como el propuesto por la Comisión Olivencia (1998) en España, que durante la última década han surgido en numerosos países y que, en líneas generales, basándose en la experiencia internacional previa, han promulgado un modelo de gobierno corporativo de corte anglosajón², tomando como referencia el Informe Cadbury publicado en el Reino Unido en 1992.

Una cuestión que surge en este contexto es si la aplicación de las medidas de gobierno corporativo promovidas por estos códigos en entornos empresariales con características diferentes de aquellos en los que se han mostrado efectivas producen resultados similares. En este sentido, el objetivo de este trabajo es analizar la relación entre los mecanismos de gobierno corporativo y las prácticas contables manipuladoras en una muestra de empresas españolas que voluntariamente hizo públicas sus prácticas de gobierno en los años 1999, 2000 y 2001 a través del cuestionario de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) sobre el grado de cumplimiento de las recomendaciones del código de buen gobierno propuesto en el Informe Olivencia. El contexto español resulta de especial interés por cuanto que dentro de los países de la Europa continental pasa por ser uno de los que más diferencias presentan con los países anglosajones, con un mercado de capitales menos desarrollado, en el que la cultura empresarial y la regulación existentes no han propiciado la creación de un mercado de expertos independientes amplio y competitivo y en el que las empresas son todavía reticentes a proporcionar información de calidad relacionada con sus características de gobierno³.

¹ Como señala Illueca (2004), las prácticas de contabilidad creativa son en esencia fraudulentas en tanto que atentan contra el espíritu de la norma, que no es otro que el de reflejar la imagen fiel del patrimonio y los resultados de la empresa. Cuestión distinta es que para alterar las cifras contables la gerencia: (1) lleve a cabo prácticas que no están siquiera permitidas por la normativa; o (2) se aproveche de las opciones y flexibilidad que la propia normativa ofrece. Cuando se realiza implementando el segundo tipo de acciones, algunos autores consideran que la contabilidad creativa es “legal”.

² La principal diferencia entre el contexto americano y el europeo respecto a las medidas de gobierno corporativo recogidas en estos códigos es que en Europa se ha optado mayoritariamente por la adopción voluntaria de sus recomendaciones, mientras que en Estados Unidos muchas de ellas son de obligado cumplimiento para las empresas cotizadas.

³ Como evidencia de estas diferencias, puede consultarse el estudio realizado por Heidrick & Struggles (2003) sobre las prácticas de gobierno de las principales empresas europeas en el que España aparece en los últimos lugares del ranking, lejos de países como Italia o Francia, en cuanto al grado de difusión de información relacionada con aspectos como las posiciones de los consejeros en los Consejos de otras empresas, la edad de los mismos o el porcentaje accionarial que poseen.

La literatura previa en la línea de investigación que relaciona el gobierno corporativo y las prácticas de manipulación contable se ha centrado fundamentalmente en dos aspectos: (1) la composición óptima del Consejo de Administración y, en particular, el papel de los consejeros no ejecutivos (Fama, 1980; Fama y Jensen, 1983); y (2) el efecto de la creación y composición de las comisiones delegadas del Consejo, especialmente del comité de auditoría. Diversos estudios desarrollados en el contexto anglosajón han documentado el papel constrictor de las prácticas contables manipuladoras que desempeñan tanto los consejeros independientes, nombrados para representar los intereses de los pequeños accionistas (Ej.: Beasley, 1996; Dechow *et al.*, 1996; Peasnell *et al.*, 2001), como los comités de auditoría independientes (Klein, 2002; Xie *et al.*, 2003). Estos trabajos también ponen de manifiesto que la existencia de inversores institucionales restringe las prácticas manipuladoras por cuanto que estos inversores asumen el papel de los propietarios tradicionales ejerciendo un control directo sobre la gerencia.

En línea con la evidencia presentada en la literatura, también los informes de buen gobierno corporativo que han surgido en la última década en diversos países consideran los dos elementos del gobierno corporativo mencionados previamente como claves para garantizar la calidad de la información financiera y, en consecuencia, controlar las prácticas manipuladoras del resultado. También el Informe Olivencia, promulgado en España en 1998, que en su parte final incluye un código con 23 recomendaciones de carácter voluntario, destaca la importancia de: la adecuada composición del Consejo de Administración, haciendo hincapié en la necesidad de incorporar al mismo consejeros independientes, a pesar de hacerse eco de las reticencias que esta figura genera entre los inversores y expertos en nuestro país; y, de la creación de comisiones delegadas del Consejo, especialmente la de auditoría y la de nombramientos y retribuciones. Por ello, las hipótesis que se contrastan en este trabajo se centran en la relación entre estos dos elementos de gobierno corporativo y la propensión de las empresas españolas analizadas a incurrir en prácticas manipuladoras del resultado, adaptándolas en todo caso a las características del entorno en que van a ser contrastadas. La discrecionalidad contable que la gerencia incorpora al resultado declarado se mide a través del valor absoluto de los ajustes por devengo discrecionales (*Abs[ADD]*).

Respecto a la composición cualitativa del Consejo, se identifican dos tipos de consejeros externos, o no ejecutivos: los consejeros dominicales, que representan los intereses de inversores institucionales, y que tienen un peso relativo mucho mayor en la Europa continental que en los países anglosajones, formando normalmente parte de los Consejos de Administración de las compañías; y los consejeros independientes, que representan los intereses de los accionistas minoritarios. Y, en lo que se refiere a las comisiones delegadas, además del papel de la comisión de auditoría, se analiza cómo afecta la composición de la comisión de nombramientos, en teoría encargada del proceso de selección de los consejeros, al papel que juegan los consejeros independientes en el control de las prácticas manipuladoras, ya que una de las causas de la falta de independencia real de estos consejeros señaladas por la literatura es la supeditación de los mismos a quienes facilitan su nombramiento. Asimismo, también se incorpora al análisis una variable representativa de la contratación de servicios de consultoría con el auditor externo, como *proxy* del grado de independencia de éste, y una variable representativa del tamaño de la compañía.

De forma consistente con la literatura que en esta línea se ha desarrollado en el contexto anglosajón, los resultados obtenidos en el análisis empírico muestran que la presencia de consejeros dominicales está negativa y significativamente relacionada con el nivel de manipulación. Sin embargo, por otro lado, la relación encontrada entre el nivel de manipulación y la presencia de consejeros independientes es positiva y significativa, excepto cuando existe un comité de nombramientos formado por mayoría de miembros dominicales. Además, reducciones en la proporción de consejeros independientes vienen acompañadas de reducciones en el nivel de manipulación, siendo las diferencias con el resto de empresas significativas.

También se observa que el ratio que relaciona la retribución al auditor externo por servicios de consultoría con la retribución por el servicio de auditoría está positivamente relacionado con el nivel de manipulación mientras que éste disminuye conforme aumenta el tamaño de la compañía. Estos resultados son consistentes al utilizar varios modelos de ajustes por devengo discrecionales para estimar el nivel de manipulación.

Este trabajo contribuye a la literatura relacionada con el buen gobierno corporativo y su efecto sobre la fiabilidad y transparencia de la información financiera aportando evidencia empírica en un contexto europeo no anglosajón donde las características de la estructura de propiedad y de gobierno de las compañías así como de la normativa relacionada con este último difieren sustancialmente de las de los países anglosajones, con Estados Unidos y Reino Unido como principales referentes. Algunos de los resultados obtenidos sugieren la existencia de factores restrictivos de las prácticas manipuladoras comunes a los identificados en el contexto anglosajón. Así, los consejeros dominicales restringen dichas prácticas y la contratación de servicios de consultoría con el auditor externo está positivamente relacionada con las mismas. Sin embargo, por otro lado, las divergencias entre los resultados presentados para el contexto español y los obtenidos en trabajos previos realizados en muestras de empresas norteamericanas y del Reino Unido, fundamentalmente en lo que se refiere al papel de los consejeros independientes, apoyan las tesis de quienes opinan que la mera importación del modelo anglosajón de gobierno corporativo no es adecuada en nuestro país (Ej.: Recalde, 2003), simplemente porque la cultura empresarial, la estructura de propiedad de nuestras empresas y las características institucionales son diferentes. La evidencia presentada es relevante tanto para los reguladores como para los inversores y, por supuesto, para las propias empresas que en el futuro consideren la posibilidad de adoptar las recomendaciones de buen gobierno.

En adelante, el trabajo se estructura de la siguiente forma. El siguiente epígrafe plantea el problema de agencia que surge en la empresa moderna ante la separación de propiedad y control, del que a su vez se derivan los incentivos para que la gerencia lleve a cabo prácticas contables manipuladoras, y ofrece una revisión de la literatura que ha estudiado el papel del gobierno corporativo como factor constrictor de dichas prácticas. Seguidamente, sobre la base de la investigación existente, y teniendo en cuenta las características propias del entorno empresarial español, en el tercer epígrafe se plantean las hipótesis a contrastar en este trabajo. En el epígrafe cuarto se presenta el proceso de selección de la muestra analizada y sus características. La metodología empleada en el análisis empírico se presenta en el quinto epígrafe. El epígrafe sexto incluye los resultados de dicho análisis. En el epígrafe séptimo se muestran los resultados de dos pruebas de sensibilidad. Y, finalmente, en el epígrafe octavo se lleva a cabo una síntesis del trabajo y se exponen las principales conclusiones del mismo.

2. Literatura previa: el gobierno corporativo y la calidad de la información financiera

2.1. La Teoría de la Firma y el problema de agencia

El debate sobre la influencia del buen gobierno corporativo en la calidad de la información financiera hay que situarlo en el contexto del problema de agencia derivado de la separación entre la propiedad y el control de la empresa, inherente a la propia concepción de la empresa moderna, y que genera la aparición de asimetrías entre los intereses de gerentes y accionistas (Jensen y Meckling, 1976). Cuando los gerentes no son propietarios de la firma su comportamiento se ve afectado por incentivos particulares que alejan sus

objetivos del de la maximización del valor de la empresa y, en consecuencia, de los intereses de los accionistas (Berle y Means, 1932; Coase, 1937; Jensen y Meckling, 1976; Fama, 1980; Fama y Jensen, 1983).

Con la intención de dar solución al problema de agencia mencionado, los contratos que se establecen entre ambas partes, gerente (agente) y accionistas (principal), contienen cláusulas cuya finalidad es precisamente evitar el alejamiento de sus objetivos. A menudo, la información contable juega un papel fundamental en esos contratos, como en los casos en que se establece una retribución variable para el gerente ligada al beneficio empresarial. En principio, la finalidad de estos contratos es reducir las discrepancias entre los intereses del principal y del agente, puesto que se supedita la utilidad del agente a la consecución de los objetivos del principal. Sin embargo, como señalan Wartfield *et al.* (1995), Dye (1988) o Watts y Zimmerman, 1986, el establecimiento de este tipo de cláusulas también genera incentivos a la gerencia para llevar a cabo prácticas manipuladoras del resultado (o *earnings management*)⁴ que le permitan declarar cifras contables acordes con los requisitos establecidos en el contrato, aunque no reflejen la realidad económica de la compañía.

Fama (1980) afirma que la existencia de un mercado laboral competitivo, en el que consejeros y gerentes tratan de crearse una reputación como expertos, hace converger los intereses de gerentes y accionistas, puesto que una mala gestión puede ser penalizada por los accionistas contratando a otro gestor que se estime más competente. En esta línea, estudios posteriores, como Weisbach (1988), Gibbons y Murphy (1990) y Jensen y Murphy (1990), demuestran que el cese gerencial está asociado a la mala gestión y a la incapacidad de aumentar la riqueza de los accionistas. Sin embargo, este mercado no es suficiente para hacer desaparecer los comportamientos oportunistas, ya que cuando los contratos gerenciales condicionan la riqueza de los directivos a la obtención de beneficios persisten los incentivos para acelerar el reconocimiento de los mismos (Watts y Zimmerman, 1986). Por ello, Fama (1980) y Fama y Jensen (1983) proponen el buen gobierno corporativo, haciendo hincapié en el papel que debe desempeñar el Consejo de Administración, como factor que debe ayudar a establecer una disciplina que monitorice a la gerencia y la reconduzca hacia prácticas éticas y eficientes.

Como puede deducirse de la discusión previa, un aspecto clave del problema de agencia al que nos venimos refiriendo se encuentra en la estructura de propiedad de la empresa. Los propietarios (accionistas) son quienes corren con el riesgo inherente a las decisiones de la gerencia. Al objeto de minimizar dicho riesgo, los accionistas tienden a diversificar sus carteras de inversión, distribuyendo su riqueza entre un número elevado de títulos. Esta estrategia disminuye el riesgo asumido pero, al mismo tiempo, reduce la probabilidad de que los accionistas estén interesados en implementar medidas de supervisión y control de la actuación de la gerencia, dejando a la misma una mayor libertad de acción (Berle y Means, 1932; Fama, 1980; Shleifer y Vishny, 1986). Resulta por tanto evidente que la regulación de las prácticas de gobierno es más imperiosa para las sociedades cotizadas en mercados de valores, cuyo capital se encuentra más disperso, particularmente en aquellas que tienen un mayor porcentaje de acciones de libre circulación (*free float*).

⁴ Algunas definiciones de *earnings management* pueden encontrarse en Schipper (1989), Healy y Wahlen (1999) o Apellániz y Labrador (1995).

2.2. *El buen gobierno corporativo como factor de control de las prácticas manipuladoras*

Los escándalos financiero-contables ocurridos en los últimos años han provocado la proliferación de iniciativas en numerosos países para elaborar códigos de buen gobierno que proporcionen a las empresas cotizadas una guía sobre la creación, composición y tareas de sus órganos de gobierno. El principal objetivo del buen gobierno corporativo es establecer mecanismos que garanticen la supervivencia de la empresa a largo plazo y la transparencia en todos los ámbitos de actuación de la misma. De esta forma, se genera “...*el clima de confianza que requieren la eficiencia de la empresa y el progreso social*” (Informe Aldama: 26). En particular, respecto a la calidad de la información financiera proporcionada por la empresa, el buen gobierno corporativo debe proporcionar mecanismos que restrinjan las prácticas manipuladoras e incrementen su grado de transparencia. Entre los factores que la literatura previa ha señalado en este sentido se encuentran básicamente dos: la incorporación de expertos independientes a los Consejos, que representen los intereses de los accionistas minoritarios (*free float*); y la creación de comisiones delegadas del Consejo para el control interno, como los comités de auditoría o comités de nombramientos y retribuciones, formadas fundamentalmente por consejeros no ejecutivos.

La evidencia empírica sobre la relación entre el buen gobierno corporativo y las prácticas de manipulación del resultado es escasa, sobre todo en Europa, y relativamente reciente. Probablemente, la reticencia de las empresas a proporcionar información respecto a su sistema de gobierno ha contribuido en buena medida al retraso de la investigación empírica en esta línea. Ha sido precisamente la proliferación de los códigos de buen gobierno el factor que las ha empujado a facilitar a los usuarios este tipo de información.

Las predicciones, metodología y resultados de los trabajos más relevantes en esta línea de investigación aparecen sintetizados en la Tabla 1. Algunos de los trabajos revisados se centran en muestras de empresas que manifiestamente han llevado a cabo prácticas manipuladoras de sus cifras contables. Por ejemplo, DeFond y Jiambalvo (1991) analizan la decisión de un grupo de empresas americanas de corregir a la baja su cifra de beneficios *a posteriori* (esto es, empresas que reportan una cifra de resultados y la corrigen a la baja en ejercicios posteriores), y encuentran que las compañías que inflan artificialmente sus resultados suelen no tener un comité de auditoría. Por su parte, Dechow *et al.* (1996) estudian empresas que la *Securities and Exchange Commission* (SEC) investigó por llevar a cabo prácticas contables fraudulentas y encuentran que dichas empresas suelen: (1) carecer de comité de auditoría y (2) concentrar en una sola persona las figuras de presidente y primer ejecutivo. Finalmente, Beasley (1996) estudia empresas que comenten fraudes financieros y destaca el papel de los consejeros externos (no ejecutivos) en la limitación de las prácticas manipuladoras. Este trabajo encuentra que algunas características de los consejeros externos, como su participación en la propiedad de la empresa o su antigüedad en el Consejo, contribuyen a reducir las prácticas contables fraudulentas.

Otros trabajos revisados se decantan por analizar la relación entre el buen gobierno corporativo y las prácticas manipuladoras del resultado en muestras de empresas que, *a priori*, no es posible calificar de “manipuladoras”. Para llevar a cabo este tipo de análisis es necesario disponer de alguna medida de las prácticas manipuladoras. Como en muchos trabajos dentro de la línea de investigación sobre *earnings management*, la medida considerada por estos estudios para tal fin es una estimación de los ajustes por devengo discrecionales (ADD) proporcionada por alguno de los modelos propuestos hasta la fecha en la literatura. Por ejemplo, utilizando esta medida de manipulación para analizar los efectos de la introducción de los Códigos de buen gobierno en las prácticas de *earnings management*, Peasnell *et al.* (2000b)

encuentran que los cambios introducidos por el Informe Cadbury en la estructura de gobierno de las sociedades del Reino Unido reducen significativamente las prácticas de manipulación del resultado. De forma similar, Peasnell *et al.* (2001) para el Reino Unido y Klein (2002) para Estados Unidos, presentan evidencia de que los consejeros no ejecutivos reducen significativamente las prácticas de manipulación del resultado. Además, estos últimos trabajos muestran que el efecto positivo de este tipo de consejeros se ve acentuado si existe un comité de auditoría y si el mismo está compuesto mayoritariamente por consejeros no ejecutivos⁵.

En definitiva, los resultados de esta línea de investigación sugieren una relación directa entre el buen gobierno corporativo y la calidad de los estados financieros, entendiendo que la misma está inversamente relacionada con las prácticas manipuladoras del resultado. En síntesis, los trabajos recogidos en la Tabla 1 destacan la importancia de dos elementos clave para garantizar la calidad de la información financiera:

- Los consejeros no ejecutivos, fundamentalmente los denominados independientes, como expertos imparciales que monitorizan a la gerencia y garantizan prácticas éticas y eficientes.
- El comité de auditoría, como órgano delegado del Consejo de Administración que garantiza la independencia de los auditores: encargándose de su contratación y de la revisión de su labor y actuando como su intermediario ante el Consejo⁶.

Estos dos elementos han sido también considerados piezas fundamentales del buen gobierno corporativo por los diversos códigos de buenas prácticas surgidos en los últimos años en Europa⁷. En España, la elaboración de un código de buen gobierno surge de la iniciativa gubernamental con la creación de una comisión de expertos para la elaboración de un código ético sobre el funcionamiento de los Consejos de Administración de las sociedades cotizadas (CECECA)⁸. En 1998, la CECECA hizo público el conocido como Informe Olivencia, que comienza con un preámbulo en el que expresamente manifiesta que el problema de agencia derivado de la separación entre propiedad y gestión genera falta de transparencia y fluidez, cuando no da lugar a ocultación o falseamiento directo de la información (Informe Olivencia: 9). En su parte final, el Informe Olivencia incluye un código de buen gobierno con veintitrés recomendaciones de asunción voluntaria, tomando como modelo el Informe Cadbury del Reino Unido (1992). Las hipótesis que se establecen en el epígrafe siguiente del trabajo están basadas en los resultados de los trabajos previamente descritos así como en las recomendaciones que el Informe Olivencia establece en relación con la composición cualitativa del Consejo de Administración y la creación de comisiones delegadas para las empresas españolas cotizadas.

⁵ También en esta línea están los trabajos de Abbott *et al.* (2000), Chtourou *et al.* (2001), De Andrés *et al.* (2001) y Xie *et al.* (2003).

⁶ La reciente crisis de Enron y la posterior debacle de Arthur-Andersen han dado lugar a una creciente literatura que relaciona la independencia del auditor con las prácticas de *earnings management*. La independencia del auditor suele medirse bien considerando la inclusión de salvedades en el informe del auditor (claro signo de independencia), bien midiendo los importes pagados al auditor por servicios de consultoría (cuanto más se le pague por estos servicios, más comprometida estará su independencia). Algunos estudios destacados en esta línea son: Francis *et al.* (1999), Frankel *et al.* (2002), DeFond *et al.* (2002), Ireland (2003), Ashbaugh *et al.* (2003) y Chung y Kallapur (2003).

⁷ Un estudio comparativo de los códigos de buen gobierno europeos se encuentra en Weil, Gotshal y Manges (2002).

⁸ El acuerdo del Consejo de Ministros emplea el término “Código Ético” en lugar de “Código de Buen Gobierno”, que fue preferido por la CECECA al considerar que, el vocablo “ético” tiene connotaciones morales de las que se estimó oportuno alejarse (Informe Olivencia: 13).

TABLA 1. Estudios que relacionan el gobierno corporativo con la calidad de los estados financieros

Trabajo (contexto)	Predicciones / hipótesis	Muestra	Medida de calidad financiera	Resultados
DeFond y Jiambalvo (1991) (Estados Unidos)	Las empresas que manipulan al alza sus beneficios (para luego corregirlos) suelen tener un mayor porcentaje de acciones en circulación y carecer de Comité de auditoría.	41 empresas que corrigen <i>a posteriori</i> la cifra original de beneficios reportada y 41 de control Período 1977-1988.	Modelo logit estimando la probabilidad de que la firma corrija la cifra de beneficios a la baja en ejercicios posteriores.	Sus resultados muestran que las empresas que corrigen a la baja la cifra de beneficios (habían aumentado ficticiamente dicha cifra) suelen no tener comité de auditoría y tener un mayor porcentaje de acciones en circulación.
Wartfield <i>et al.</i> (1995) (Estados Unidos)	Contrasta directamente la teoría de los costes de la separación entre la gestión y la propiedad de la empresa. Proponen que la manipulación de las cifras contables aumenta cuando los gerentes no son accionistas de la empresa.	Muestra de 4.778 observaciones (empresa-año) Período 1988-1990.	Valor absoluto de los ajustes por devengo empleando el modelo de Healy (1985) y DeAngelo (1986).	La cantidad absoluta de ajustes por devengo discrecionales aumenta cuando disminuye el porcentaje de acciones en manos de los gerentes. Consistente con que la manipulación trata de mitigar las restricciones impuestas por los contratos de agencia.
Dechow <i>et al.</i> (1996) (Estados Unidos)	Predice que las firmas con (1) mayor porcentaje de consejeros independientes, (2) menos consejeros en el consejo, (3) comité de auditoría y (4) fuerte presencia de inversores institucionales manipulan menos los beneficios.	92 empresas investigadas por la SEC por manipular el beneficio y 92 de control. Período 1982-1992	Ajustes por devengo empleando el modelo de Jones modificado (Dechow <i>et al.</i> , 1995). Modelo logit estimando la probabilidad de ser investigada por la SEC.	De forma consistente con sus predicciones encuentran que la carencia de estructuras y mecanismos que garanticen un buen gobierno corporativo facilita las prácticas de <i>earnings management</i> .
Beasley (1996) (Estados Unidos)	Predice que las empresas que cometen fraudes financieros tenderán a (1) tener un número reducido de consejeros independientes y a (2) no tener comité de auditoría.	75 empresas que han cometido fraudes financieros y 75 empresas que no los han cometido. Período 1980-1991.	Modelo logit estimando la probabilidad de que una empresa cometa fraude financiero.	Los Consejos de Administración con un mayor porcentaje de miembros independientes cometen menos fraudes fiscales. No encuentra evidencia de que el comité de auditoría impacte en la probabilidad de cometer fraude.

TABLA 1 (continuación): Estudios que relacionan el gobierno corporativo con la calidad de los estados financieros

Trabajo (contexto)	Predicciones/hipótesis	Muestra	Medida de calidad financiera	Resultados
Peasnell <i>et al.</i> (2000b) (Reino Unido)	La efectividad de los consejeros independientes en limitar las prácticas manipuladoras del resultado aumenta tras la introducción de las recomendaciones del Informe Cadbury.	Muestra de 1.260 observaciones (empresa-año): 630 pre-Cadbury, y 630 post-Cadbury. Período 1990-1996.	Ajustes por devengo empleando el modelo de Jones modificado (Dechow <i>et al.</i> , 1995).	De forma consistente con su hipótesis, encuentran que la adopción de las recomendaciones del informe Cadbury supone una mayor efectividad de los consejeros independientes como factor limitante de la manipulación contable.
Peasnell <i>et al.</i> (2001) (Reino Unido)	Los consejeros independientes y comités de auditoría reducen las prácticas de manipulación de los beneficios, particularmente cuando hay incentivos para manipular.	Muestra de 1.271 observaciones (empresa-año) Período 1993-1996.	Ajustes por devengo empleando el modelo de Jones modificado (Dechow <i>et al.</i> , 1995).	Sus resultados son consistentes con que los consejeros independientes contribuyen a una mayor integridad (menos manipulación). Tener un comité de auditoría no parece afectar directamente a la manipulación, pero los consejeros independientes son más eficientes cuando la empresa tiene comité de auditoría
Klein (2002) (Estados Unidos)	La independencia del Comité de auditoría y del Consejo de Administración, así como la presencia de inversores institucionales contribuyen a reducir las prácticas de <i>earnings management</i> ,	Muestra de 692 observaciones (empresa-año) Período 1991-1993.	Valor absoluto de los ajustes por devengo empleando el modelo de Jones Standard (1991)	Encuentra evidencia de que tanto consejeros como comités de auditoría independientes reducen la manipulación, particularmente cuando la mayoría de los miembros son independientes (aunque no necesariamente la totalidad de los mismos)
Xie <i>et al.</i> (2003) (Estados Unidos)	Proponen que la actividad y la composición del Consejo de Administración y del comité de auditoría determinan el nivel de incidencia de las prácticas de <i>earnings management</i> ,	Muestra de 282 observaciones (empresa-año) Período 1992-1996.	Ajustes por devengo empleando los modelos de Teoh <i>et al.</i> (1998) y de Jones Standard (1991)	Los Consejos de Administración más independientes, que se reúnen con mayor frecuencia y de mayor tamaño, y los comités de auditoría más activos reducen significativamente el nivel de manipulación. No encuentra evidencia de que la independencia del comité de auditoría reduzca significativamente la manipulación.

3. Hipótesis sobre la relación entre el gobierno corporativo y las prácticas manipuladoras en España

3.1. *La composición del Consejo de Administración*

A diferencia de los trabajos desarrollados en el contexto anglosajón, donde suele distinguirse únicamente entre consejeros internos y externos, las especificidades del sistema de propiedad de las empresas españolas, caracterizado por una elevada concentración accionarial, nos permiten identificar tres tipos de miembros en los Consejos de nuestras empresas: ejecutivos, dominicales e independientes. Los primeros son aquellos que detentan un cargo directivo en la compañía y, por tanto, están implicados en la gestión de la misma. Por su parte, los consejeros dominicales representan los intereses de grupos accionariales con capacidad de influir en el control de la sociedad. Y, finalmente, son consejeros independientes los que no están vinculados con el equipo de gestión ni con los grupos accionariales de control, sino que, teóricamente, son designados por su alta capacitación profesional, al margen de que sean o no accionistas. Los dos últimos tipos de consejeros mencionados, dominicales e independientes, frente a los consejeros ejecutivos o internos, podrían asimilarse a lo que la literatura anglosajona denomina *external directors* ó *non-executive directors* (consejeros externos).

Como se ha expuesto previamente, la literatura sugiere que la presencia de miembros no ejecutivos en el Consejo de Administración constituye un freno para las prácticas manipuladoras. Estos consejeros representan los intereses de los accionistas: los dominicales de los grupos accionariales importantes y los independientes de los pequeños accionistas (*free float*). El hecho de pertenecer al Consejo de la compañía proporciona a estos grupos la oportunidad de ejercer un control directo sobre el proceso de elaboración de la información financiera. Por tanto, las hipótesis que se plantean respecto a la composición cualitativa del Consejo de Administración son las siguientes:

H1: la proporción de miembros dominicales en el Consejo está inversamente relacionada con el nivel de manipulación del resultado contable

H2: la proporción de miembros independientes en el Consejo está inversamente relacionada con el nivel de manipulación del resultado contable

3.2. *El papel de las comisiones delegadas del Consejo: el comité de auditoría*

Las comisiones delegadas son órganos que controlan y supervisan al Consejo de Administración. El Informe Olivencia abogaba por la creación de comisiones delegadas que se ocupen de áreas tales como: auditoría, selección de consejeros, revisión de la política de retribuciones o evaluación del sistema de gobierno. En particular, en el Informe se recomendaba disponer al menos de dos comisiones, particularmente una de auditoría y otra de nombramientos y retribuciones.

Las recomendaciones del Informe Olivencia se apoyaron en la investigación existente en esta línea, que ha prestado especial atención al papel del comité de auditoría. La evidencia empírica sugiere que la

existencia de este comité contribuye a reducir las prácticas contables manipuladoras, en mayor medida cuánto mayor es el porcentaje de miembros no ejecutivos que lo componen, (DeFond y Jiambalvo, 1991; Klein, 2002; Xie *et al.*, 2003). Por otra parte, la evidencia empírica también ha puesto de manifiesto que el papel de los consejeros no ejecutivos se ve reforzado cuando existe un comité de auditoría (Peasnell *et al.*, 2001). Sobre la base de esta evidencia se plantea la siguiente hipótesis:

H3: la existencia de un comité de auditoría independiente está inversamente relacionada con el nivel de manipulación del resultado contable

3.3. El nombramiento de los consejeros independientes

En su informe sobre el Consejo de Administración, basado en las conclusiones extraídas de una encuesta realizada entre expertos y accionistas, la comisión de expertos que elaboró el Informe Olivencia se hacía eco de las reservas existentes respecto a la figura del denominado consejero independiente. En particular, los informantes consideraban que “...puede faltarles motivación para el ejercicio del cargo y abrigan dudas sobre la posibilidad de ser verdaderamente independientes de quienes procuran su nombramiento”. Cuatro años después, una segunda Comisión Olivencia, promovió dos encuestas entre una muestra estratégica de unos 200 expertos y una muestra representativa de 800 accionistas respectivamente. El conocido como Informe Aldama, publicado en enero de 2003⁹, se hizo eco de los resultados de estas encuestas poniendo de manifiesto que la “desconfianza” hacia la figura del consejero independiente todavía existe. Como señala dicho informe, los encuestados “Ven con cierto interés la figura del consejero independiente, pero dudan de que, en realidad, tales consejeros sean realmente independientes...” (Informe Aldama: 11).

La literatura también se ha referido a la posible falta de independencia real de los llamados consejeros independientes, señalando que si hay intervención de los gerentes en el proceso de contratación la independencia de los estos consejeros queda en tela de juicio, e incluso suponiendo que no haya intromisión por parte de la gerencia, cabe la posibilidad de que crearse una reputación de no dar problemas sea tan beneficioso en el mercado laboral como una reputación de experto independiente (Hermalin y Weisbach, 2003). También Lin *et al.* (2003) y Byrd y Hickman (1992) cuestionan la eficacia de los consejeros independientes, particularmente cuando su presencia es proporcionalmente superior a la óptima.

En línea con la primera de las causas señaladas por Hermalin y Weisbach, el Informe Olivencia se refería a la importancia de la existencia de un proceso de selección adecuado de este tipo de consejeros. En particular, el informe señalaba que “Las sociedades han de arbitrar las garantías necesarias para asegurar que el proceso de selección se realiza adecuadamente y que los candidatos elegidos se adaptan al perfil del puesto...Nuestra impresión es que en los medios financieros se está extendiendo una interpretación un tanto ligera de lo que es el consejero independiente, más atenta a la letra que al espíritu de la denominación” (Informe Olivencia: 21). Al objeto de fortalecer el papel de control que debe jugar el consejero independiente el propio Informe recomendaba la existencia de comisiones delegadas a las que, entre otras, correspondiera la función de nombrar a los consejeros independientes. De otro modo, éstos serían nombrados por la gerencia y

⁹ La Comisión Especial para el Fomento de la Transparencia y Seguridad en los Mercados y Sociedades Cotizadas, también conocida como Comisión Aldama, fue creada para elaborar un informe sobre la vigencia y el grado de asunción del código de buen gobierno. El 8 de enero de 2003 fue publicado el ya conocido como Informe Aldama.

quedarían supeditados en gran medida a los intereses de la misma. Por tanto, la existencia y composición de la comisión de nombramientos juega un papel fundamental. Si, en línea con las predicciones anteriores, suponemos que los consejeros dominicales e independientes constituyen un freno a las prácticas manipuladoras, la proporción de este tipo de consejeros en el comité de nombramientos debería reforzar el papel de los consejeros independientes, mientras que la proporción de miembros ejecutivos la debilitaría. La hipótesis que planteamos en este sentido es la siguiente:

H4: la existencia y composición del comité de nombramientos afecta al papel que los consejeros independientes juegan como elemento restrictivo de las prácticas manipuladoras del resultado

4. Selección de la muestra

Tras la publicación del Informe Olivencia, la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) elaboró un cuestionario sobre el grado de cumplimiento de las recomendaciones del código de buen gobierno incluido en el mismo para que las empresas cotizadas lo remitiesen anualmente con carácter voluntario. La información relativa a la estructura de gobierno de las empresas de la muestra utilizada en el análisis fue recogida manualmente a partir de los cuestionarios que la CNMV ha hecho públicos en su página web, correspondientes a los ejercicios 1999, 2000 y 2001. Las entidades financieras fueron excluidas debido a las características específicas que presentan en su proceso de generación de ajustes por devengo, en cuya manipulación se centra el análisis empírico llevado a cabo. En principio, se disponía de 156 cuestionarios anuales, de los que se eliminó uno al no contener información sobre la composición cualitativa del Consejo. Los 155 cuestionarios que componen la muestra final corresponden a 78 empresas individuales no financieras de las que 24 presentaron el cuestionario en un año, 31 en dos años y 23 en los tres años analizados¹⁰.

La distribución de las observaciones de la muestra por año y sector se presenta en la Tabla 2. Los sectores de comercio y servicios y de maquinaria, automóviles y nuevas tecnologías son los que tienen mayor representación, con 28 y 23 observaciones anuales respectivamente, mientras que los sectores de cementos y material de construcción, papel y madera y otras industrias manufactureras presentan el menor número de cuestionarios, con 3, 4 y 3 observaciones anuales respectivamente.

¹⁰ En el análisis de los resultados del cuestionario sobre el código de buen gobierno del ejercicio 2000 elaborado por la CNMV, se hacía referencia a la representatividad de esta muestra en los siguientes términos: “Las 67 sociedades que han remitido a la CNMV el cuestionario relativo al grado de cumplimiento del Código de Buen Gobierno respecto al año 2000 (en el año 1999 la muestra ascendió a 61), son suficientemente representativas del conjunto de emisores, si atendemos a su capitalización bursátil (73%). De hecho, han respondido 27 entidades del IBEX, entre las cuales se encuentran las de mayor tamaño económico y las que cuentan con mayor capital flotante”. Las cifras de este informe de la CNMV incluyen las entidades financieras, que han sido excluidas de la muestra en este trabajo.

TABLA 2. Distribución de la muestra final por año y sector

Sector	1999	2000	2001	Total
Alimentación bebidas y tabaco	4	7	5	16
Cementos y material de construcción	1	-	2	3
Comercio y servicios	10	10	8	28
Construcción	3	4	3	10
Energía eléctrica	4	4	3	11
Industria química y metal	7	5	2	14
Inmobiliarias	8	5	4	17
Maquinaria automóviles y nuevas tecnologías	8	8	7	23
Otras empresas de energía y aguas	2	4	3	9
Otras industrias manufactureras		1	2	3
Papel y madera	1	1	2	4
Transportes y comunicaciones	5	4	8	17
Total	53	53	49	155

Por su parte, la información contable de estas empresas necesaria para llevar a cabo el análisis se recopiló a partir de sus Cuentas Anuales, también disponibles en las bases de datos de la CNMV. La Tabla 3 presenta una serie de estadísticas descriptivas, tanto de las variables representativas de la estructura de gobierno como de las características económico-financieras de la muestra. De estas estadísticas se deduce que, en general, las compañías analizadas siguen las recomendaciones que el Código Olivencia establecía en cuanto a la creación de comisiones delegadas. Así, de las 155 observaciones de la muestra, 111 tienen un comité de auditoría (un 71%) y 105 tienen un comité de nombramientos (un 67%). Por otra parte, se ha comprobado que en un 65% de los casos existen ambos comités¹¹. También la composición cualitativa media del Consejo se adecua a las recomendaciones del Código de buen gobierno, ya que la proporción de consejeros no ejecutivos es considerable. En media, los Consejos de las empresas analizadas están compuestos por 11 miembros, de los que el 23% son ejecutivos, el 40% son dominicales y el 36% son independientes. Además, tan sólo 7 observaciones (el 4,5%) tienen un Consejo con mayoría de miembros ejecutivos mientras que en 43 casos (el 27,7%) hay mayoría de dominicales y en 32 de independientes (el 20,6%). Respecto a la composición de las comisiones delegadas, siguiendo de nuevo las recomendaciones del Código Olivencia, sus miembros son fundamentalmente no ejecutivos. Los ejecutivos tienen una representación media del 13,1% y del 7,1% en los comités de nombramientos y auditoría respectivamente. Asimismo, a diferencia del Consejo, en que la media de consejeros dominicales supera ligeramente la de los independientes, en los comités de auditoría y nombramientos los consejeros independientes son mayoría, con un 56% y un 53% de representación media respectivamente. Por otro lado, el porcentaje de observaciones que tienen comité de auditoría con mayoría de miembros ejecutivos y dominicales es el mismo que en el Consejo, el 4,5% y el 27% respectivamente, mientras que dicho porcentaje aumenta en el caso de los independientes hasta el 43,2%. Por su parte, para el comité de nombramientos el porcentaje de observaciones en las que este comité está formado por mayoría de ejecutivos asciende al 5,7%, para los dominicales dicho porcentaje es menor que en el comité de auditoría, un 21,9%, y para los independientes es del 35,2%.

¹¹ Son nueve las observaciones de la muestra que tienen comité de auditoría pero no de nombramientos y tan sólo una tiene comité de nombramientos pero no comité de auditoría. Este resultado nos lleva a concluir que estos dos comités se establecen en las empresas prácticamente de forma simultánea.

TABLA 3. Estadísticas descriptivas. Variables de gobierno corporativo y económico-financieras

Composición del Consejo de Administración (N = 155)						
Variable	N	Media	Mediana	Desv. Tip.	Min	Max
Número de consejeros	155	11,0	10,0	4,3	3,0	24,0
% consejeros ejecutivos	155	22,9%	20,0%	19,1%	0,0%	100,0%
% consejeros dominicales	155	40,5%	40,0%	23,2%	0,0%	100,0%
% consejeros independientes	155	36,4%	36,4%	21,0%	0,0%	82,4%
	N				%	
Observaciones con % ejecutivos >50%	7				4,5%	
Observaciones con %dominicales >50%	43				27,7%	
Observaciones con % independientes > 50%	32				20,6%	
Composición del comité de auditoría (N = 111) (71%)						
Variable	N	Media	Mediana	Desv. Tip.	Min	Max
% ejecutivos en comité auditoría	111	7,1%	0,0%	16,8%	0,0%	66,7%
% dominicales en comité auditoría	111	36,8%	33,3%	27,3%	0,0%	100,0%
% independientes en comité auditoría	111	56,0%	50,0%	28,6%	0,0%	100,0%
	N				%	
Observaciones con % ejecutivos >50%	5				4,5%	
Observaciones con %dominicales >50%	30				27,0%	
Observaciones con % independientes > 50%	48				43,2%	
Composición del Comité de Nombramientos (N = 105) (67%)						
Variable	N	Media	Mediana	Desv. Tip.	Min	Max
% ejecutivos en comité nombramientos	105	13,1%	0,0%	19,2%	0,0%	66,7%
% dominicales en comité nombramientos	105	34,4%	33,3%	28,5%	0,0%	100,0%
% independientes en comité nombramientos	105	52,5%	50,0%	28,9%	0,0%	100,0%
	N				%	
Observaciones con % ejecutivos >50%	6				5,7%	
Observaciones con %dominicales >50%	23				21,9%	
Observaciones con % independientes > 50%	37				35,2%	
Variables económico-financieras						
Variable	N	Media	Mediana	Desv. Tip.	Min	Max
Total Activo (millones de euros)	155	5.229,5	491,3	14.667,5	3,7	92.377,3
ROA	144	6,1%	5,5%	5,1%	-11,9%	33,0%
ROE	144	12,4%	11,8%	9,4%	-37,0%	55,4%
Variables representativas de la independencia del auditor externo						
Variable	N	Media	Mediana	Desv. Tip.	Min	Max
% pago consultoría sobre pago auditoría	138	57,4%	10,0%	110,5%	0,0%	748,2%
% pago consultoría sobre pago total	138	20,8%	9,0%	26,0%	0,0%	88,2%

Las variables económico-financieras, presentadas en la parte inferior de la Tabla 3, ponen de manifiesto que se trata de compañías grandes y rentables. Así, el activo total medio asciende a 5.229,5 millones de euros y, para las 144 observaciones de las que se dispone de esta información, la rentabilidad económica (*ROA*) media es del 6,1% y la rentabilidad financiera (*ROE*) media del 12,4%.

Finalmente, se han incluido dos variables representativas del grado de independencia del auditor externo: el ratio de la cantidad pagada por la empresa al auditor externo en concepto de servicios de consultoría sobre la cantidad pagada por el servicio de auditoría y sobre la cantidad total pagada al auditor. Para las 138 observaciones de las que se dispone de esta información, la retribución al auditor por servicios distintos al de auditoría representa en media el 57% de la retribución por el trabajo de auditoría propiamente dicho y el 20% del total de la retribución al auditor.

5. Metodología

5.1. *Los ajustes por devengo como instrumento de manipulación del resultado*

Para contrastar las hipótesis planteadas en la sección tercera es necesario definir una medida de la discrecionalidad contable que la gerencia incorpora al resultado. En línea con buena parte de la literatura sobre *earnings management*, en este trabajo nos centramos en los ajustes por devengo como instrumento de manipulación del resultado declarado, esto es, el componente del resultado que no genera flujo de tesorería o cash-flow¹².

En la literatura encontramos dos enfoques desde los que se ha estudiado la manipulación de los ajustes por devengo: (1) analizar por separado ajustes por devengo específicos, tanto de corto como de largo plazo; y (2) analizar los ajustes por devengo agregados. La primera aproximación permite obtener una estimación más precisa del ajuste discrecional puesto que es más fácil identificar los factores de los que depende el comportamiento de un componente específico de los ajustes por devengo en ausencia de manipulación que del agregado (McNichols, 2000). Los trabajos que utilizan este enfoque se centran o bien en sectores concretos donde existen determinadas partidas claramente susceptibles de ser manipuladas y que tienen un efecto material sobre el resultado, como por ejemplo la provisión de morosidad en el sector bancario (Ej.: Beaver y Engel, 1996; Ahmed *et al.*, 1999 o Saurina, 1999), o bien en muestras de empresas en las que la partida manipuladora que se pretende analizar es significativa, como por ejemplo Elliott y Hanna (1996) o Moehle (2002) que estudian el uso de los gastos de reestructuración para ajustar el beneficio a los objetivos contables. Sin embargo, cuando se analizan muestras heterogéneas donde no es posible identificar a priori una partida que concentre la manipulación, el segundo enfoque constituye la mejor alternativa¹³. Dadas las características del análisis planteado, en este trabajo también se ha empleado la segunda de las aproximaciones mencionadas, consistente en estimar el componente anormal de los ajustes por devengo agregados.

Los ajustes por devengo no son discrecionales en su totalidad, sino que parte de los mismos depende de una serie de factores ajenos al control de la gerencia, como la propia normativa contable o los cambios en

¹² La literatura distingue básicamente dos mecanismos de naturaleza contable para alterar el resultado declarado: los cambios en los procedimientos de reconocimiento y valoración de los elementos patrimoniales; y los ajustes por devengo, derivados de las decisiones de imputación de determinados gastos e ingresos al resultado a lo largo del tiempo. El primer mecanismo resulta más transparente para el usuario, ya que existe obligación de justificar los cambios contables en la Memoria. Por ello, suele considerarse que la gerencia estimará más atractiva la manipulación de los ajustes por devengo.

¹³ Otra ventaja de analizar los ajustes por devengo de forma agregada es que permite resumir en una única cifra el efecto sobre el resultado de numerosas políticas contables (Watts y Zimmerman, 1990: 144).

el entorno económico de la empresa (Healy, 1985; Kaplan, 1985). En un trabajo que se ha convertido en referente para la línea de investigación sobre *earnings management*, Jones (1991) propone un modelo de expectativas para separar los componentes discrecional y no discrecional¹⁴ de los ajustes por devengo agregados que tiene en cuenta los cambios en las condiciones económicas de la empresa. A pesar de que a lo largo de la literatura se han planteado diversos modelos alternativos, el modelo de Jones original, también denominado de Jones Standard, ha sido, y sigue siendo, el más utilizado en esta línea de investigación. Este es también el modelo implementado en el análisis desarrollado en este trabajo¹⁵.

El modelo de expectativas propuesto por Jones, que se presenta en la expresión [1], regresa los ajustes por devengo observados (*ADT*) sobre dos variables: el cambio en las ventas ($\Delta VTAS$), que controla el componente normal de los ajustes por devengo de circulante, o ajustes por devengo a corto plazo; y el nivel de inmovilizado material bruto (*INMOV*), que modeliza el componente no discrecional del gasto por depreciación y amortización del periodo, principal componente de los ajustes por devengo a largo plazo. Ambas variables, así como la constante del modelo, se dividen por el activo total inicial al objeto de evitar problemas de heterocedasticidad¹⁶. Los ajustes por devengo no discrecionales (*ADND*) son las predicciones de la estimación mínimo cuadrática de la regresión [1], mientras que los ajustes por devengo discrecionales (*ADD*) son los residuos de la misma.

$$\frac{ADT_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\beta_0}{A_{it-1}} + \beta_1 \left[\frac{\Delta VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{INMOV_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it} \quad [1]$$

donde: *ADT* son los ajustes por devengo totales observados, definidos como el cambio en activo circulante (ΔAC), excepto el cambio en tesorería e inversiones financieras temporales (ΔTES), menos el cambio en pasivo circulante (ΔPC), excepto el cambio en la deuda a largo plazo con vencimiento a corto plazo ($\Delta DEBT$), y menos el gasto de amortización y depreciación a largo plazo del periodo (*AMORT*); *A* representa el activo total; *e* es el término de error del modelo; *i* y *t* son los subíndices representativos de la empresa y el año respectivamente.

En su propuesta inicial Jones (1991) estima los coeficientes de la regresión [1] para cada empresa utilizando la serie temporal de datos más larga disponible. Como señalan DeFond y Jiambalvo (1994), una limitación de la estimación en serie temporal es que obliga a excluir de la muestra a las empresas para las que no se dispone de un número suficiente de observaciones que permita obtener estimaciones fiables, lo que introduce un sesgo de supervivencia. Además, en la estimación en serie temporal se asume que los coeficientes de las variables son constantes a lo largo del tiempo, o estacionarios. Para superar estas

¹⁴ Algunos autores prefieren la denominación de ajustes por devengo normales o esperados y anormales o inesperados en lugar de ajustes por devengo no discrecionales y discrecionales argumentando que las estimaciones de estos modelos son realmente estimaciones de los ajustes por devengo esperados o normales, no pudiendo afirmarse que esos ajustes por devengo normales (anormales) sean no discrecionales (discrecionales), ya que el concepto de discrecionalidad está relacionado con la existencia de intencionalidad por parte de la gerencia, cuya presencia es prácticamente imposible de determinar (Healy, 1996). En cualquier caso, independientemente de la denominación elegida, el hecho de utilizar los residuos de estos modelos como *proxy* de la manipulación contable incorporada por la gerencia en el resultado declarado, supone asumir que el componente anormal de los ajustes por devengo tiene carácter discrecional. Por esta razón, los términos son utilizados en el trabajo indistintamente.

¹⁵ En el epígrafe sexto se plantea el análisis empírico utilizando tres modelos alternativos.

¹⁶ Trabajos posteriores han utilizado el modelo de Jones original sin deflactar la constante argumentando que no hay razón teórica alguna para forzar una regresión por el origen (Peasnell *et al.*, 2000a). Los resultados de este trabajo no varían sensiblemente al utilizar este planteamiento alternativo.

limitaciones, DeFond y Jiambalvo proponen estimar el modelo [1] con datos de corte transversal, esto es, para cada año con los datos de empresas del mismo sector. Varios trabajos posteriores han proporcionado evidencia de que los modelos de corte transversal producen mejores estimaciones de los ajustes discrecionales que sus respectivas versiones en serie temporal (Ej.: Shivakumar, 1996; Subramanyam, 1996; DeFond y Subramanyam, 1998), por lo que los trabajos más recientes en la línea de investigación sobre *earnings management* se decantan por este tipo de estimación (Ej.: Gaver *et al.*, 1995; Teoh *et al.*, 1998a y 1998b; Beneish, 1997; y Peasnell *et al.*, 2000b). La estimación *cross-section* es también el procedimiento implementado en este trabajo.

Por otro lado, algunos autores han argumentado que la discrecionalidad contable se produce fundamentalmente en el componente a corto plazo de los ajustes por devengo (*working capital accruals*), ya que los ajustes por devengo a largo plazo están compuestos básicamente por la depreciación del inmovilizado, difícilmente manipulable sin incurrir en cambios contables de los que necesariamente debe informarse en la Memoria (Peasnell, *et al.*, 2000a: 315) y, por tanto, más fácilmente observable por terceros. Por ello, el análisis empírico se ha llevado a cabo utilizando también como medida de la manipulación contable los ajustes por devengo discrecionales producidos por el modelo de Jones Standard de ajustes a corto plazo, en el que, como muestra la expresión [2] la variable dependiente son los ajustes por devengo a corto plazo (*ADCP*)¹⁷ y el inmovilizado se elimina como variable independiente.

$$\frac{ADCP_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\beta_0^c}{A_{it-1}} + \beta_1^c \left[\frac{\Delta VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it} \quad [2]$$

5.2. Medida del nivel de manipulación

El primer paso para calcular la medida del nivel de manipulación que se va a utilizar en el análisis empírico requiere la estimación de los ajustes por devengo discrecionales. Para llevar a cabo la estimación *cross-section* del modelo de Jones presentado previamente es necesaria la información de las variables contables que intervienen en el mismo para el mayor número de empresas posible en cada año y sector de actividad. Esta información se recopiló a partir de las Cuentas Anuales de todas las empresas disponibles en las bases de datos oficiales de la CNMV, exigiendo disponer de al menos 6 observaciones para cada sector y año¹⁸, criterio que no supuso la eliminación de ninguna observación de la muestra inicial. El número de observaciones por sector y año utilizado para estimar los ajustes por devengo discrecionales se presenta en la Tabla 4. El número medio de observaciones disponible para estimar los modelos por año y sector es de 13,6.

Por su parte, la Tabla 5 muestra una síntesis de los resultados de la estimación de los modelos. Para cada modelo y cada año se estimaron 12 regresiones, una por sector. En particular, en la Tabla 5 aparece para cada año del período analizado la mediana de las estimaciones del coeficiente correspondiente así como del estadístico t asociado y del coeficiente de determinación ajustado de las doce regresiones sectoriales. En

¹⁷ *ADCP* se obtiene sumando a los ajustes por devengo totales (*ADT*) su componente a largo plazo (*AMORT*).

¹⁸ Esta es la regla habitual en la literatura previa. Otros trabajos que requieren al menos 6 observaciones por sector y año para estimar los modelos de ajustes por devengo de corte transversal son por ejemplo DeFond y Jiambalvo (1994), Young (1999) y Azofra *et al.* (2000).

ambas versiones del modelo Jones Standard el signo de la variable cambio en ventas ($\Delta VTAS$) es positivo. Este resultado es consistente con la literatura previa (Ej.: Jones, 1991; Jeter y Shivakumar, 1999; Peasnell *et al.*, 2000a)¹⁹. Del mismo modo, en la versión de ajustes totales, el signo de la variable $INMOV$ es negativo, de acuerdo a lo esperado, puesto que un aumento del inmovilizado bruto supondría un aumento del gasto por amortización, que es un componente negativo de los ajustes por devengo (Jones, 1991: 213).

TABLA 4. Muestra utilizada en la estimación de los ADD por año y sector

Sector	1999	2000	2001	Total
Alimentación bebidas y tabaco	23	19	19	61
Cementos y material de construcción	10	9	8	27
Comercio y servicios	19	17	16	52
Construcción	9	8	8	25
Energía eléctrica	6	6	6	18
Industria química y metal	14	11	9	34
Inmobiliarias	30	27	26	83
Maquinaria automóviles y nuevas tecnologías	19	17	17	53
Otras empresas de energía y aguas	8	8	8	24
Otras industrias manufactureras	11	10	11	32
Papel y madera	8	7	8	23
Transportes y comunicaciones	21	17	19	57
Total	178	156	155	489

TABLA 5. Resultados de la estimación del modelo de Jones de ajustes totales y a corto plazo

<i>Modelo de Jones de ajustes totales</i> $\frac{ADT_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\beta_0}{A_{it-1}} + \beta_1 \left[\frac{\Delta VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + \beta_2 \left[\frac{INMOV_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it}$						
Coeficiente	1999		2000		2001	
	Estimación	t^l	Estimación	t^l	Estimación	t^l
β_0	10,159	0,102	6,445	0,026	56,304	0,372
β_1	0,043	0,161	0,066	0,578	0,079	0,509
β_2	-0,043	-1,042	-0,046	-1,562	-0,068	-1,640
R^2 Ajustado	26,4%		22,9%		40,5%	
<i>Modelo de Jones de ajustes corto plazo</i> $\frac{ADCP_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\beta_0^c}{A_{it-1}} + \beta_1^c \left[\frac{\Delta VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it}$						
Coeficiente	1999		2000		2001	
	Estimación	t^l	Estimación	t^l	Estimación	t^l
β_0	-13,417	-0,039	29,287	0,149	-3,554	-0,038
β_1	0,084	0,433	0,077	1,509	0,059	0,625
R^2 Ajustado	17,9%		21,7%		0,4%	

Notas: La tabla muestra la mediana de los coeficientes estimados, de sus correspondientes estadísticos y del coeficiente de determinación ajustado de las regresiones. ¹ Estadístico t de Student asociado a cada coeficiente.

¹⁹ En principio, el signo esperado de esta variable no está claro ya que un cambio dado en el nivel de ventas puede provocar cambios en partidas que afectan tanto positiva como negativamente al capital circulante, como las cuentas a cobrar y las cuentas a pagar respectivamente.

Finalmente, en la Tabla 6 aparecen las estadísticas descriptivas de los *ADD* estimados para la muestra objeto de análisis en este trabajo. Tanto la media como la mediana de los ajustes por devengo discrecionales estimados con los dos modelos para las observaciones de la muestra está próxima a cero. Utilizando para la media el test de t y para la mediana el test de signos y rangos de Wilcoxon, en ningún caso se rechaza con niveles de significatividad estándar la hipótesis nula de que la media y la mediana de los *ADD* son iguales a cero. Este resultado sugiere que no existe manipulación sistemática al alza o a la baja en las observaciones de la muestra, por lo que, al igual que otros trabajos en esta línea de investigación (Ej.: Warfield *et al.*, 1995; Becker *et al.*, 1998; Bartov *et al.*, 2000; Klein, 2002), se considera el valor absoluto de los ajustes por devengo discrecionales ($Abs[ADD]$) como medida del nivel de manipulación, para captar la manipulación del resultado tanto al alza como a la baja²⁰.

TABLA 6. Ajustes por Devengo Discrecionales estimados con los modelos de Jones Standard de ajustes totales y a corto plazo (N = 155 observaciones año-empresa)

	Media	Mediana	Desv.Tip	Q1	Q3
Jones total	0,000	0,001	0,127	-0,041	0,037
Jones corto plazo	0,014	0,009	0,128	-0,029	0,043

5.3. Contraste de las hipótesis

Una vez estimada la medida de manipulación contable, el contraste de las hipótesis planteadas en el epígrafe tercero se lleva a cabo mediante un análisis de regresión, estimado con el pool de datos disponible, en el que la medida del nivel de manipulación, el valor absoluto de los ajustes por devengo discrecionales ($Abs[ADD]$), es la variable dependiente y como variables independientes se incluyen las relacionadas con la estructura de gobierno de la empresa. Por un lado, se lleva a cabo un análisis de regresión simple relacionando el nivel de manipulación con cada una de las variables representativas de la estructura de gobierno que, debido a la elevada correlación existente entre ellas, no pueden ser incluidas dentro del mismo modelo. Y, por otro lado, se realiza un análisis de regresión múltiple en el que además de la variable de gobierno corporativo correspondiente se incluyen dos variables que representan sendos factores relacionados con el nivel de manipulación por la literatura previa: la independencia del auditor externo y el tamaño de la compañía.

La definición de las variables independientes utilizadas se detalla en la Tabla 7. En la última columna de la tabla, se ha incluido el signo esperado de la relación de cada una de las variables con el nivel de manipulación. Los signos esperados de las variables representativas de la composición del Consejo de Administración y de la existencia de un comité de auditoría independiente, así como de la interacción de la variable *INDEP* con la composición del comité de nombramientos, se desprenden de las hipótesis planteadas en el epígrafe tercero. Respecto a las variables de control, en primer lugar, el ratio de la retribución al auditor por servicios de consultoría respecto a su retribución por el servicio de auditoría (*NAF_AF*) se considera una medida de la propensión del mismo a “pasar por alto” las prácticas manipuladoras, puesto que cuanto mayor

²⁰ Si bien tiende a pensarse que la manipulación del resultado se produce fundamentalmente al alza, también se han identificado incentivos en la literatura para manipular el resultado declarado a la baja, como la existencia de los costes políticos para la empresa o los ejercicios previos a la realización de una operación de *Management Buy Out*. Ejemplos de trabajos que presentan evidencia de manipulación del resultado a la baja son: Jones (1991); Cahan (1992); Perry y Williams (1994); Key (1997); Makar y Alam (1998); o Gill de Albornoz e Illueca (2004).

sea dicho ratio menor importancia tendrá para la supervivencia de la firma de auditoría su trabajo de auditoría propiamente dicho y su independencia se verá comprometida en mayor medida (DeAngelo, 1981; Beck *et al.*, 1988; Frankel *et al.*, 2002). El signo esperado para esta variable es por tanto positivo²¹. Y, en segundo lugar, se ha incluido una variable de control adicional, representativa del tamaño de la compañía: el logaritmo de las ventas (*LOG_VTAS*). El signo esperado para esta variable es negativo ya que las empresas más grandes, al estar sometidas a un mayor seguimiento de inversores y analistas, tienen unos costes potenciales derivados de un posible descubrimiento de prácticas manipuladoras superior que las empresas más pequeñas.

TABLA 7. Definición de las variables del análisis

<i>Panel A: Composición del Consejo de Administración</i>		
Variable	Definición	Signo esperado
DOM	Proporción de dominicales en el Consejo	- (H1)
DOM51	Variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa tiene mayoría de miembros dominicales en el Consejo y 0 en otro caso	- (H1)
INDEP	Proporción de independientes en el Consejo	- (H2)
INDEP51	Variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa tiene mayoría de miembros independientes en el Consejo y 0 en otro caso	- (H2)
<i>Panel B: Comisión de auditoría</i>		
Variable	Definición	Signo esperado
CADOM51	Variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa tiene comité de auditoría con mayoría de dominicales y 0 en otro caso	- (H3)
CAINDEP51	Variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa tiene comité de auditoría con mayoría de independientes y 0 en otro caso	- (H3)
<i>Panel C: Nombramiento de los consejeros independientes</i>		
Variable	Definición	Signo esperado
INDEP_CNDOM51	Producto de la variable INDEP por una variable dicotómica que toma valor 1 cuando existe un comité de nombramientos compuesto por mayoría de dominicales y 0 en otro caso	- (H4)
INDEP_CNINDEP51	Producto de la variable INDEP por una variable dicotómica que toma valor 1 cuando existe un comité de nombramientos compuesto por mayoría de independientes y 0 en otro caso	- (H4)
INDEP_CNEJEC51	Producto de la variable INDEP por una variable dicotómica que toma valor 1 cuando existe un comité de nombramientos compuesto por mayoría de ejecutivos y 0 en otro caso	+ (H4)
<i>Panel D: Variables de control</i>		
Variable	Definición	Signo esperado
NAF_AF	Cantidad pagada al auditor en concepto de servicios distintos de la auditoría dividida por la remuneración correspondiente al servicio de auditoría	+
LOG_VTAS	Logaritmo de las ventas	-

²¹ Los resultados del análisis presentado posteriormente no varían al utilizar como proxy de la independencia del auditor la variable *NAF_TOTAL*, que expresa el porcentaje que representa el pago al auditor por servicios de consultoría sobre el pago total al mismo.

6. Resultados

Los resultados del análisis de regresión simple utilizando como medida del nivel de manipulación el valor absoluto de los ajustes por devengo discrecionales producidos por los modelos de Jones Standard de ajustes totales y de ajustes a corto plazo se presentan respectivamente en las Tablas 8 y 9. Las regresiones simples se han estimado con la muestra inicial completa de 155 observaciones año empresa. Por su parte, las Tablas 10 y 11 muestran los resultados correspondientes al análisis de regresión múltiple, en el que se incorporan las variables de control *NAF_AF* y *LOG_VTAS*, lo que conlleva perder información de 27 observaciones, por lo que las estimaciones de estos modelos se han realizado con 128 observaciones año empresa. Puesto que se ha planteado una predicción de signo para todas las variables, los tests de contraste de la significatividad de los coeficientes son de una cola.

De forma consistente con la evidencia presentada en el contexto americano, los resultados obtenidos confirman la primera de las hipótesis planteada (*H1*), que predecía una relación negativa entre el nivel de manipulación y la proporción de miembros dominicales en el Consejo. En este sentido, el signo de las variables *DOM* y *DOM51* es en todos los casos negativo. La primera de estas variables es significativa a niveles estándar sólo en el modelo de ajustes a corto plazo, mientras que la segunda lo es tanto en el modelo de ajustes totales como en el de ajustes a corto plazo. Este resultado es indicativo de la importancia de los inversores institucionales como factor constrictor de las prácticas manipuladoras. Como señalan Shleifer y Vishny (1986), estos inversores asumen el papel de propietarios tradicionales de la empresa y ejercen un control más directo sobre la gerencia, reduciendo el problema de agencia. Sin embargo, en contra de lo que se ha observado previamente en el contexto anglosajón, que sirvió de base para establecer las recomendaciones del Informe Olivencia, nuestros resultados no confirman la hipótesis *H2*, según la que se esperaba que los consejeros independientes contribuyan a disminuir el nivel de manipulación. Por el contrario, los resultados indican que la proporción de estos consejeros está positiva y significativamente relacionada con el nivel de manipulación. Así, el coeficiente de las variables *INDEP* e *INDEP51* es positivo y significativo en todos los casos. Estos resultados corroboran las reservas manifestadas por inversores y expertos respecto a la figura del consejero independiente en las compañías españolas, recogidas por las Comisiones Olivencia y Aldama.

Por lo que respecta a la relación negativa esperada entre el nivel de manipulación y la existencia de un comité de auditoría independiente, que se establecía en la hipótesis *H3*, los resultados de los modelos 5 y 6, no la confirman. La variable *CADOM51* no es significativa en ningún caso y, por otro lado, la variable *CAINDEP51* es en todo caso positiva y significativa. Este último resultado es consistente con el encontrado para las variables *INDEP* e *INDEP51*, indicando que los consejeros independientes tampoco restringen las prácticas manipuladoras cuando forman parte del comité de auditoría.

La hipótesis *H4* se establecía al objeto de conocer cómo afecta la composición del comité de nombramientos a la relación entre la proporción de miembros independientes en el Consejo y el nivel de manipulación. Efectivamente, los resultados confirman la predicción de que la composición del comité de nombramientos afecta al papel que desempeñan los consejeros independientes, indicando que la independencia real de los mismos depende de quien los designe. El signo negativo observado en todos los casos para la variable *INDEP_CNDOM51* indica que la relación entre el nivel de manipulación y la proporción de miembros independientes en el Consejo se convierte en negativa cuando la empresa tiene un comité de nombramientos formado por mayoría de miembros dominicales. Por el contrario, como sugiere el signo positivo de la variable *INDEP_CNINDEP51* en el modelo 8, cuando el comité de nombramientos está

compuesto por mayoría de independientes, la relación entre el nivel de manipulación y el porcentaje de miembros independientes en el Consejo es positiva y significativa. Este resultado es consistente con los resultados obtenidos para las variables *INDEP* e *INDEP51*. Por su parte, la variable *INDEP_CNEJEC51* no es significativa en ningún caso.

El hecho de que el nombramiento de los consejeros independientes por miembros también independientes no constituya un freno a las prácticas manipuladoras sugiere que estos consejeros tampoco son realmente independientes en el comité de nombramientos, para lo que pueden plantearse varias explicaciones alternativas, no necesariamente excluyentes: en primer lugar, que la incorporación de estos consejeros en el comité de nombramientos sea decisión de la propia gerencia y, en definitiva, no sean más que meros representantes de ésta; en segundo lugar, que, como señalan Hermalin y Weisbach (2003), el hecho de no dar problemas sea tan beneficioso en el mercado laboral como una reputación de experto independiente; y, en tercer lugar, que, a diferencia de lo que ocurre los países de tradición anglosajona, ni las características del sistema de propiedad empresarial ni la regulación relacionada con la responsabilidad de estos consejeros en España han propiciado la creación de un mercado de expertos independientes amplio y competitivo que inviertan tiempo y esfuerzo en el desempeño de la labor que ser consejero independiente conlleva. En línea con este último argumento, como se ha mencionado previamente, el propio Informe Olivencia exponía su preocupación ante lo que consideraba una mala interpretación de la figura del consejero independiente, haciendo más hincapié en la forma que en el fondo²².

Finalmente, respecto a las variables de control, de acuerdo con las predicciones, la variable *NAF_AF* tiene en todo caso un coeficiente estimado positivo y significativo. Este resultado es similar al obtenido en trabajos previos en el contexto anglosajón, sugiriendo que el hecho de que las empresas contraten con el auditor servicios de consultoría supone una reducción de la independencia de este último en el desempeño de su labor de auditoría y, en consecuencia, sea más permisivo ante las prácticas manipuladoras implementadas por la gerencia. Por otro lado, de forma consistente con lo esperado, la variable representativa del tamaño de la compañía (*LOG_VTAS*) está negativa y significativamente relacionada con el nivel de manipulación. Este resultado puede ser interpretado como indicativo de que las empresas de mayor tamaño manipulan en menor medida sus resultados, tanto al alza como a la baja, puesto que la probabilidad de que dichas prácticas sean descubiertas y tengan un impacto negativo en la imagen de la compañía y sus directivos es mayor que en empresas de menor dimensión, sujetas a un menor grado de escrutinio por parte de inversores y analistas.

²² También resulta ilustrativo en este sentido lo señalado por Ricart *et al.* (1999: 267) respecto a la imagen que en nuestro país se tiene de los componentes del Consejo de Administración de las compañías: *...son vistos como un grupo de gente privilegiada presente en muchos Consejos de Administración, que hacen y obtienen favores, reciben una compensación considerable, pero que no trabajan duro.*

TABLA 8. Resultados del análisis de regresión simple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo de Jones Standard de ajustes totales (N = 155)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,083 (4,83)***	0,039 (2,30)**	0,078 (7,82)***	0,062 (6,50)***	0,070 (7,34)***	0,059 (5,80)***	0,073 (8,10)***	0,056 (6,00)***	0,069 (7,94)***
DOM	-0,033 (-0,90)	-	-	-	-	-	-	-	-
INDEP	-	0,084 (2,09)**	-	-	-	-	-	-	-
DOM51	-	-	-0,030 (-1,59)*	-	-	-	-	-	-
INDEP51	-	-	-	0,038 (1,84)**	-	-	-	-	-
CADOM51	-	-	-	-	-0,002 (-0,08)	-	-	-	-
CAINDEP51	-	-	-	-	-	0,034 (1,87)**	-	-	-
INDEP_CNDOM51	-	-	-	-	-	-	-0,099 (-1,22)	-	-
INDEP_CNINDEP51	-	-	-	-	-	-	-	0,105 (3,09)***	-
INDEP_CNEJEC51	-	-	-	-	-	-	-	-	0,039 (0,33)
R²	0,53%	2,78%	1,63%	2,16%	0,00%	2,24%	0,96%	5,88%	0,07%

Nota: *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola.

Tabla 9. Resultados del análisis de regresión simple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo de Jones Standard de ajustes de corto plazo (N = 155)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,097 (5,52)***	0,027 (1,54)	0,079 (7,81)***	0,056 (5,84)***	0,069 (7,08)***	0,057 (5,48)***	0,072 (7,65)***	0,051 (5,44)***	0,068 (7,62)***
<i>DOM</i>	-0,070 (-1,88) **	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>INDEP</i>	-	0,115 (2,81)***	-	-	-	-	-	-	-
<i>DOM51</i>	-	-	-0,040 (-2,07) **	-	-	-	-	-	-
<i>INDEP51</i>	-	-	-	0,059 (2,81)***	-	-	-	-	-
<i>CADOM51</i>	-	-	-	-	-0,004 (-0,19)	-	-	-	-
<i>CAINDEP51</i>	-	-	-	-	-	0,036 (1,92)**	-	-	-
<i>INDEP_CNDOM51</i>	-	-	-	-	-	-	-0,076 (-0,91)	-	-
<i>INDEP_CNINDEP51</i>	-	-	-	-	-	-	-	0,134 (3,90)***	-
<i>INDEP_CNEJEC51</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	0,021 (0,18)
<i>R</i> ²	2,26%	4,92%	2,74%	4,91%	0,02%	2,35%	0,54%	9,05%	0,02%

Nota: *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola.

Tabla 10. Resultados del análisis de regresión múltiple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo de Jones Standard de ajustes totales (N = 128)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,217 (3,89)***	0,174 (3,56)***	0,205 (4,04)***	0,193 (3,92)***	0,187 (3,75)***	0,190 (3,86)***	0,189 (3,79)***	0,197 (4,13)***	0,186 (3,72)***
DOM	-0,051 (-1,20)	-	-	-	-	-	-	-	-
INDEP	-	0,128 (2,64)**	-	-	-	-	-	-	-
DOM51	-	-	-0,034 (-1,57)*	-	-	-	-	-	-
INDEP51	-	-	-	0,059 (2,16)**	-	-	-	-	-
CADOM51	-	-	-	-	0,012 (0,46)	-	-	-	-
CAINDEP51	-	-	-	-	-	0,041 (2,07)**	-	-	-
INDEP_CNDOM51	-	-	-	-	-	-	-0,083 (-0,96)	-	-
INDEP_CNINDEP51	-	-	-	-	-	-	-	0,143 (3,60)***	-
INDEP_CNEJEC51	-	-	-	-	-	-	-	-	0,016 (0,13)
NAF_AF	0,014 (1,61)*	0,014 (1,69)*	0,012 (1,46)*	0,015 (1,78)**	0,040 (1,64)*	0,014 (1,72)**	0,013 (1,56)*	0,013 (1,58)*	0,014 (1,62)*
LOG_VTAS	-0,012 (-2,66)***	-0,014 (-3,17)***	-0,012 (-2,69)***	-0,013 (-2,85)***	-0,011 (-2,52)***	-0,013 (-2,84)***	-0,011 (-2,46)**	-0,013 (-3,15)***	-0,011 (-2,48)**
R ²	6,99%	10,69%	7,69%	9,16%	6,13%	8,92%	6,62%	14,40%	5,99%

Nota: *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola.

Tabla 11. Resultados del análisis de regresión múltiple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo de Jones Standard de ajustes de corto plazo (N = 128)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,249 (4,42)***	0,177 (3,60)***	0,218 (4,20)***	0,203 (4,10)***	0,194 (3,79)***	0,197 (3,90)***	0,195 (3,81)***	0,207 (4,33)***	0,194 (3,77)***
DOM	-0,094 (-2,19)**	-	-	-	-	-	-	-	-
INDEP	-	0,168 (3,43)***	-	-	-	-	-	-	-
DOM51	-	-	-0,045 (-2,01)**	-	-	-	-	-	-
INDEP51	-	-	-	0,074 (3,18)***	-	-	-	-	-
CADOM51	-	-	-	-	0,014 (0,55)	-	-	-	-
CAINDEP51	-	-	-	-	-	0,042 (2,06)**	-	-	-
INDEP_CNDOM51	-	-	-	-	-	-	-0,065 (-0,74)	-	-
INDEP_CNINDEP51	-	-	-	-	-	-	-	0,179 (4,52)***	-
INDEP_CNEJEC51	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,005 (-0,04)
NAF_AF	0,015 (1,78)**	0,016 (1,90)**	0,014 (1,59)*	0,017 (2,04)**	0,016 (1,81)**	0,016 (1,89)**	0,015 (1,74)**	0,014 (1,77)**	0,016 (1,80)**
LOG_VTAS	-0,013 (-2,95)***	-0,016 (-3,53)***	-0,013 (-2,86)***	-0,014 (-3,17)***	-0,012 (-2,64)***	-0,013 (-2,95)***	-0,012 (-2,57)***	-0,014 (-3,47)***	-0,012 (-2,59)**
R ²	9,93%	14,29%	9,42%	13,30%	6,87%	9,57%	7,04%	19,18%	6,66%

Nota: *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola

7. Análisis adicionales

7.1. Modelos de ajustes por devengo discrecionales alternativos

A pesar del uso generalizado del modelo de Jones Standard en el contraste de hipótesis relacionadas con la manipulación del resultado, a lo largo de la última década se han propuesto especificaciones alternativas en un intento por superar las limitaciones atribuidas al mismo. Para evaluar la sensibilidad de los resultados presentados previamente, el análisis empírico se ha repetido utilizando como medida del nivel de manipulación el valor absoluto de los ajustes por devengo discrecionales producidos por tres modelos alternativos: (a) el modelo de Jones de Cash-Flow, en la versión propuesta por Kasznik (1999), que recoge la sugerencia de Dechow (1994) sobre la necesidad de recoger en estos modelos la relación negativa observada entre los ajustes por devengo y el cash flow. Este modelo incorpora el cambio en el cash flow operativo (ΔCFO) como un regresor adicional al modelo de Jones e, igualmente, se plantea en dos versiones: de ajustes totales y de ajustes a corto plazo, representadas respectivamente en las expresiones [3] y [4]; y (b) el modelo marginal, propuesto por Peasnell *et al.* (2000a), que explica los ajustes por devengo a corto plazo mediante las ventas del periodo y la diferencia entre esta variable y el cambio en deudores comerciales ($\Delta DEUD$), como se muestra en la expresión [5]²³.

$$\frac{ADT_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\alpha_0}{A_{it-1}} + \alpha_1 \left[\frac{\Delta VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + \alpha_2 \left[\frac{INMOV_{it}}{A_{it-1}} \right] + \alpha_3 \left[\frac{\Delta CFO_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it} \quad [3]$$

$$\frac{ADCP_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\alpha_0^c}{A_{it-1}} + \alpha_1^c \left[\frac{\Delta VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + \alpha_2^c \left[\frac{\Delta CFO_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it} \quad [4]$$

$$\frac{ADCP_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\lambda_0}{A_{it-1}} + \lambda_1 \left[\frac{VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + \lambda_2 \left[\frac{VTAS_{it} - \Delta DEUD_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it} \quad [5]$$

Los descriptivos de la estimación de estos tres modelos alternativos se muestran en la Tabla 12. Los signos de las variables $\Delta VTAS$ e $INMOV$ siguen siendo positivo y negativo respectivamente. Por su parte, el signo de la variable ΔCFO es en media negativo, de forma consistente con la relación negativa entre ajustes por devengo y cash flow encontrada por Dechow (1994). Finalmente, los signos de los coeficientes del modelo marginal también son consistentes con los obtenidos en Peasnell *et al.* (2000a) para una muestra de empresas del Reino Unido.

²³ Una completa revisión de las características de los modelos de ajustes por devengo alternativos propuestos en la literatura puede encontrarse en Poveda (2001).

TABLA 12. Resultados de la estimación de los modelos de ajustes por devengo alternativos

<i>Modelo Jones de cash-flow ajustes totales</i>			$\frac{ADT_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\alpha_0}{A_{it-1}} + \alpha_1 \left[\frac{\Delta VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + \alpha_2 \left[\frac{INMOV_{it}}{A_{it-1}} \right] + \alpha_3 \left[\frac{\Delta CFO_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it}$			
	1999		2000		2001	
Coefficiente	Estimación	<i>t</i> ^l	Estimación	<i>t</i> ^l	Estimación	<i>t</i> ^l
α_0	-20,345	-0,110	19,381	0,233	98,971	0,528
α_1	0,031	0,187	0,083	0,862	0,069	0,587
α_2	-0,038	-1,742	-0,030	-1,254	-0,048	-1,638
α_3	-0,394	-2,501	-0,212	-0,992	-0,324	-2,576
<i>R² Ajustado</i>	50,0%		49,6%		60,3%	
<i>Modelo Jones de cash-flow ajustes corto plazo</i>			$\frac{ADCP_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\alpha_0^c}{A_{it-1}} + \alpha_1^c \left[\frac{\Delta VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + \alpha_2^c \left[\frac{\Delta CFO_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it}$			
	1999		2000		2001	
Coefficiente	Estimación	<i>t</i> ^l	Estimación	<i>t</i> ^l	Estimación	<i>t</i> ^l
α_0^c	-3,697	-0,018	22,868	0,126	19,696	0,438
α_1^c	0,091	1,189	0,111	1,804	0,101	0,879
α_2^c	-0,354	-2,574	-0,289	-1,720	-0,340	-3,276
<i>R² Ajustado</i>	51,5%		41,3%		56,6%	
<i>Modelo marginal</i>			$\frac{ADCP_{it}}{A_{it-1}} = \frac{\lambda_0}{A_{it-1}} + \lambda_1 \left[\frac{VTAS_{it}}{A_{it-1}} \right] + \lambda_2 \left[\frac{VTAS_{it} - \Delta CL_{it}}{A_{it-1}} \right] + e_{it}$			
	1999		2000		2001	
Coefficiente	Estimación	<i>t</i> ^l	Estimación	<i>t</i> ^l	Estimación	<i>t</i> ^l
λ_0	27,644	0,150	1,398	-0,003	33,066	0,101
λ_1	0,662	1,824	0,549	2,221	0,438	2,265
λ_2	-0,686	-1,679	-0,544	-2,153	-0,454	-2,263
<i>R² Ajustado</i>	31,3%		38,4%		22,4%	

Notas: La tabla muestra la mediana de los coeficientes estimados, de sus correspondientes estadísticos y del coeficiente de determinación ajustado de las regresiones.

l Estadístico t de Student asociado a cada coeficiente.

Los descriptivos de los ADD producidos por estos modelos para la muestra de empresas objeto de estudio se presentan en la Tabla 13. De nuevo, no es posible rechazar en ningún caso la hipótesis nula de que la media y mediana de los ADD son iguales a cero, lo que sugiere la inexistencia de manipulación sistemática al alza o a la baja entre las empresas de la muestra y, en consecuencia, justifica el uso del valor absoluto de los ADD como medida del nivel de manipulación.

TABLA 13. Estadísticas descriptivas de los Ajustes por Devengo Discrecionales estimados con los modelos de Jones de Cash-Flow y Marginal

	Media	Mediana	Desv. Tip	Q1	Q3
Jones CF total	-0,003	-0,003	0,080	-0,042	0,031
Jones CF corto plazo	0,006	0,002	0,079	-0,029	0,031
Marginal	0,006	0,003	0,068	-0,030	0,039

Los resultados del análisis de regresión que relaciona las características de la estructura de gobierno de las compañías con el nivel de manipulación calculado mediante los tres modelos alternativos aparecen en las Tablas 14 a 19. La pérdida de 11 observaciones en la estimación de los modelos de Jones de cash-flow y marginal supone que las regresiones simples han sido estimadas sobre una muestra de 144 observaciones año-empresa, mientras que las regresiones múltiples, que incorporan las variables de control, se han estimado de nuevo con 128 observaciones.

Las conclusiones del análisis realizado utilizando estos tres modelos alternativos para calcular el nivel de manipulación son muy similares a las obtenidas utilizando el modelo de Jones Standard. Con todos los modelos se confirma la primera de las hipótesis planteadas (*H1*) y se rechaza la segunda (*H2*), sugiriendo que mientras que los consejeros dominicales restringen las prácticas manipuladoras los independientes, no sólo no lo hacen sino que su presencia en el Consejo está positiva y significativamente relacionada con el nivel de manipulación. Por lo que respecta a la hipótesis *H3*, que predecía una relación negativa entre el nivel de manipulación y la existencia de un comité de auditoría independiente, tampoco es posible confirmarla, si bien ahora la variable *CAINDEP51* no es significativa en ningún caso. Y, en cuanto a los resultados observados para las variables *INDEP_CNDOM51*, *INDEP_CNINDEP51* e *INDEP_CNEJEC5* de nuevo son consistentes con la predicción establecida en la hipótesis cuarta, según la que se esperaba que la composición del comité de nombramientos afecte a la independencia real de los consejeros independientes. Aunque tampoco es significativa en ningún caso, la primera de estas variables tiene signo negativo en algunos modelos, sugiriendo que la relación positiva encontrada entre la proporción de consejeros independientes y las prácticas manipuladoras se mitiga cuando existe comité de nombramientos formado mayoritariamente por dominicales. Lo contrario sucede cuando el comité de nombramientos está formado por mayoría de independientes, ya que la variable *INDEP_CNINDEP51* tiene signo positivo y significativo en la mayoría de los casos. Y, por lo que se refiere a *INDEP_CNEJEC5*, tiene signo positivo en 5 de los 6 modelos estimados, siendo incluso significativa para el modelo marginal. Finalmente, en el análisis de regresión múltiple, las variables *NAF_AF* y *LOG_VTAS* siguen teniendo signo positivo y negativo respectivamente en todos los casos.

Tabla 14. Resultados del análisis de regresión simple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo de Jones de Cash Flow de ajustes totales (N = 144)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,055 (5,15)***	0,037 (3,62)***	0,054 (8,71)***	0,046 (8,08)***	0,051 (8,93)***	0,049 (7,96)***	0,073 (8,10)***	0,056 (6,00)***	0,069 (7,94)***
DOM	-0,009 (-0,41)	-	-	-	-	-	-	-	-
INDEP	-	0,038 (1,57)*	-	-	-	-	-	-	-
DOM51	-	-	-0,009 (-0,82)	-	-	-	-	-	-
INDEP51	-	-	-	0,025 (1,98)**	-	-	-	-	-
CADOM51	-	-	-	-	-0,003 (-0,22)	-	-	-	-
CAINDEP51	-	-	-	-	-	0,008 (0,69)	-	-	-
INDEP_CNDOM51	-	-	-	-	-	-	-0,099 (-1,22)	-	-
INDEP_CNINDEP51	-	-	-	-	-	-	-	0,105 (3,09)***	-
INDEP_CNEJEC51	-	-	-	-	-	-	-	-	0,039 (0,33)
R²	0,12%	1,72%	0,48%	2,71%	0,03%	0,33%	0,096%	5,88%	0,07%

Notas: *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola.

Tabla 15. Resultados del análisis de regresión simple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo de Jones de Cash Flow de ajustes de corto plazo (N = 144)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,062 (5,77)***	0,024 (2,41)**	0,054 (8,60)***	0,040 (6,94)***	0,049 (8,24)***	0,046 (7,41)***	0,046 (8,06)***	0,046 (7,76)***	0,046 (8,61)***
<i>DOM</i>	-0,037 (-1,62)**	-	-	-	-	-	-	-	-
<i>INDEP</i>	-	0,061 (2,47)***	-	-	-	-	-	-	-
<i>DOM51</i>	-	-	-0,022 (-1,97)**	-	-	-	-	-	-
<i>INDEP51</i>	-	-	-	0,037 (2,81)***	-	-	-	-	-
<i>CADOM51</i>	-	-	-	-	-0,008 (-0,62)	-	-	-	-
<i>CAINDEP51</i>	-	-	-	-	-	0,002 (0,16)	-	-	-
<i>INDEP_CNDOM51</i>	-	-	-	-	-	-	0,038 (0,74)	-	-
<i>INDEP_CNINDEP51</i>	-	-	-	-	-	-	-	0,011 (0,52)	-
<i>INDEP_CNEJEC51</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	0,070 (0,60)
<i>R</i> ²	1,83%	4,15%	2,67%	5,31%	0,27%	0,02%	0,39%	0,19%	0,20%

Notas: *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola.

Tabla 16. Resultados del análisis de regresión simple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo Marginal (N = 144)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,060 (7,13)***	0,032 (3,94)***	0,051 (10,25)***	0,043 (9,30)***	0,048 (10,32)***	0,046 (9,33)***	0,047 (10,62)***	0,044 (9,46)***	0,046 (10,82)***
DOM	-0,032 (-1,80)**	-	-	-	-	-	-	-	-
INDEP	-	0,040 (2,03)**	-	-	-	-	-	-	-
DOM51	-	-	-0,013 (-1,40)*	-	-	-	-	-	-
INDEP51	-	-	-	0,020 (1,97)**	-	-	-	-	-
CADOM51	-	-	-	-	-0,005 (-0,48)	-	-	-	-
CAINDEP51	-	-	-	-	-	0,002 (0,25)	-	-	-
INDEP_CNDOM51	-	-	-	-	-	-	-0,010 (-0,24)	-	-
INDEP_CNINDEP51	-	-	-	-	-	-	-	0,028 (1,60)*	-
INDEP_CNEJEC51	-	-	-	-	-	-	-	-	0,090 (1,64)*
R²	2,23%	2,83%	1,37%	2,67%	0,17%	0,04%	0,04%	1,77%	1,85%

Notas: *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola.

Tabla 17. Resultados del análisis de regresión múltiple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo de Jones de Cash Flow de ajustes totales (N = 128)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,105 (2,85)***	0,098 (3,06)***	0,105 (3,08)***	0,101 (3,14)***	0,097 (2,98)***	0,099 (3,05)***	0,097 (2,97)***	0,102 (3,07)***	0,097 (2,97)***
DOM	-0,012 (-0,47)	-	-	-	-	-	-	-	-
INDEP	-	0,051 (1,73)**	-	-	-	-	-	-	-
DOM51	-	-	-0,010 (-0,78)	-	-	-	-	-	-
INDEP51	-	-	-	0,027 (1,89)**	-	-	-	-	-
CADOM51	-	-	-	-	0,002 (0,14)	-	-	-	-
CAINDEP51	-	-	-	-	-	0,009 (0,70)	-	-	-
INDEP_CNDOM51	-	-	-	-	-	-	0,034 (0,64)	-	-
INDEP_CNINDEP51	-	-	-	-	-	-	-	0,019 (0,71)	-
INDEP_CNEJEC51	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,001 (-0,02)
NAF_AF	0,006 (1,20)	0,006 (1,20)	0,006 (1,10)	0,006 (1,29)*	0,006 (1,20)	0,006 (1,24)*	0,006 (1,25)*	0,006 (1,17)	0,006 (1,20)
LOG_VTAS	-0,005 (-1,58)*	-0,006 (-2,03)**	-0,005 (-1,63)*	-0,005 (-1,81)**	-0,004 (-1,51)*	-0,005 (-1,64)*	-0,004 (-1,55)*	-0,005 (-1,66)*	-0,004 (-1,51)*
R ²	2,99%	5,13%	3,30%	5,56%	2,83%	3,20%	3,14%	3,21%	2,82%

Notas: *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola.

Tabla 18. Resultados del análisis de regresión múltiple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo de Jones de Cash Flow de ajustes de corto plazo (N = 128)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,155 (4,19)***	0,124 (3,88)***	0,144 (4,22)***	0,128 (3,98)***	0,122 (3,66)***	0,123 (3,68)***	0,122 (3,68)***	0,127 (3,73)***	0,121 (3,65)***
DOM	-0,049 (-1,91)**	-	-	-	-	-	-	-	-
INDEP	-	0,086 (2,93)***	-	-	-	-	-	-	-
DOM51	-	-	-0,028 (-2,19)***	-	-	-	-	-	-
INDEP51	-	-	-	0,041 (2,85)***	-	-	-	-	-
CADOM51	-	-	-	-	-0,000 (-0,02)	-	-	-	-
CAINDEP51	-	-	-	-	-	0,003 (0,26)	-	-	-
INDEP_CNDOM51	-	-	-	-	-	-	0,055 (1,00)	-	-
INDEP_CNINDEP51	-	-	-	-	-	-	-	0,017 (0,62)	-
INDEP_CNEJEC51	-	-	-	-	-	-	-	-	0,025 (0,34)
NAF_AF	0,006 (1,21)	0,006 (1,22)	0,005 (0,96)	0,007 (1,35)*	0,006 (1,20)	0,006 (1,21)	0,006 (1,28)	0,006 (1,18)	0,006 (1,18)
LOG_VTAS	-0,008 (-2,74)***	-0,010 (-3,31)***	-0,008 (-2,78)***	-0,008 (-2,86)***	-0,007 (-2,34)**	-0,007 (-2,37)**	-0,007 (-2,44)**	-0,007 (-2,45)**	-0,007 (-2,36)**
R²	8,00%	11,46%	8,81%	11,13%	5,27%	5,32%	6,04%	5,56%	5,36%

Notas *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola.

Tabla 19. Resultados del análisis de regresión múltiple utilizando como medida de manipulación el valor absoluto de los ADD producidos por el modelo Marginal (N = 128)

VARIABLE	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Constante	0,096 (3,25)***	0,073 (2,81)***	0,078 (2,83)***	0,075 (2,89)***	0,071 (2,69)***	0,072 (2,71)**	0,071 (2,69)***	0,084 (3,14)***	0,069 (2,62)***
DOM	-0,037 (-1,80)**	-	-	-	-	-	-	-	-
INDEP	-	0,055 (2,32)***	-	-	-	-	-	-	-
DOM51	-	-	-0,009 (-0,87)	-	-	-	-	-	-
INDEP51	-	-	-	0,024 (2,14)**	-	-	-	-	-
CADOM51	-	-	-	-	0,002 (0,12)	-	-	-	-
CAINDEP51	-	-	-	-	-	0,003 (0,30)	-	-	-
INDEP_CNDOM51	-	-	-	-	-	-	-0,002 (-0,06)	-	-
INDEP_CNINDEP51	-	-	-	-	-	-	-	0,044 (2,07)***	-
INDEP_CNEJEC51	-	-	-	-	-	-	-	-	0,075 (1,32)*
NAF_AF	0,011 (2,09)**	0,011 (2,70)***	0,010 (2,55)***	0,011 (2,80)***	0,011 (2,66)***	0,011 (2,67)***	0,011 (2,65)***	0,011 (2,63)***	0,010 (2,60)***
LOG_VTAS	-0,003 (-1,44)*	-0,004 (-1,84)*	-0,003 (-1,22)	-0,003 (-1,43)*	-0,003 (-1,08)	-0,003 (-1,12)	-0,002 (-1,07)	-0,004 (-1,69)**	-0,002 (-1,04)
R ²	8,45%	9,96%	6,63%	9,40%	6,07%	6,13%	6,06%	9,19%	7,35%

Notas: *, ** y *** indican que el coeficiente de la variable correspondiente es significativo al 10%, 5% y 1% respectivamente. La significatividad asociada a los coeficientes corresponde a tests de una cola.

7.2. *Análisis de los cambios en la composición del Consejo*

El análisis presentado previamente ofrece una visión de corte transversal de la relación entre las características de gobierno de las empresas y el nivel de manipulación contable estimado. Sin embargo, estos resultados no permiten obtener conclusiones respecto al efecto que un cambio en la estructura de gobierno de las empresas tendría sobre su propensión a implementar prácticas manipuladoras. Por ello, para complementar la evidencia presentada previamente respecto a la relación de la estructura de gobierno y las prácticas manipuladoras, en este epígrafe se plantea el análisis del efecto que los cambios en la composición cualitativa del Consejo tiene sobre las prácticas manipuladoras.

Como se indicó en el epígrafe cuarto del trabajo, la muestra de empresas con información sobre sus características de gobierno abarca los años 1999, 2000 y 2001. La información disponible ha permitido el cálculo del cambio anual en la proporción de consejeros dominicales e independientes para un total de 73 observaciones. Para cada uno de estos dos tipos de consejeros, se han identificado aquellas observaciones en las que no se observa cambio en el porcentaje de representación de los mismos, aquellas para las que se observa un aumento y aquellas en las que el cambio es negativo. Posteriormente, para cada grupo se compara, utilizando el test de signos y rangos de Wilcoxon la mediana del cambio en el nivel de manipulación con la del resto de observaciones²⁴.

De los 73 casos en los que ha sido posible calcular el cambio en la composición del Consejo, 38 observaciones no experimentan cambios en la proporción de miembros dominicales, en 16 casos se observa un aumento de este tipo de consejeros y en 19 una disminución. Por lo que respecta a los consejeros independientes, en 42 casos la proporción de los mismos permanece invariable mientras que ésta aumenta en 17 casos y disminuye en 14. El cambio en el nivel de manipulación ha podido ser calculado para las 73 observaciones utilizando el modelo de Jones Standard y para 71 y 70 respectivamente en los modelos Marginal y Jones de Cash-Flow.

Los resultados de este análisis adicional, que se muestran en la Tabla 20, son consistentes con los obtenidos en el análisis *cross-section*, fundamentalmente en lo que respecta a las conclusiones sobre los consejeros independientes. Respecto al efecto sobre el nivel de manipulación de los cambios en la proporción de miembros dominicales se observa que el cambio en el nivel de manipulación es negativo cuando aumenta la proporción de estos consejeros y más negativo que para el resto de observaciones, si bien las diferencias sólo son significativas cuando el nivel de manipulación se calcula utilizando el modelo Marginal. Por otro lado, para las observaciones en que se observa una disminución de la proporción de dominicales en el Consejo la mediana del cambio en el nivel de manipulación es negativa en los modelos de Jones Standard y Marginal y positiva para los modelos de Jones de Cash-Flow, no observándose tampoco diferencias significativas con el resto de observaciones. Por su parte, en cuanto a los cambios en la proporción de miembros independientes, destacan los resultados en los que se compara el cambio en el nivel de manipulación entre las empresas que disminuyen la proporción de estos consejeros y el resto. Utilizando

²⁴ Los resultados son similares utilizando la media y un test de la t para comparar la misma entre los distintos grupos.

Tabla 20. Relación de los cambios en la proporción de miembros dominicales e independientes en el Consejo y el cambio en el nivel de manipulación

DOM	Modelo	Grupo		Resto		Test Diferencia ¹
		N	$\Delta\text{Abs}[\text{ADD}]$	N	$\Delta\text{Abs}[\text{ADD}]$	
No cambia	Jones Standard total	38	-0,007	35	-0,010	-0,60
	Jones Standard c/p	38	0,000	35	-0,014	-0,56
	Jones Cash-Flow total	37	0,005	33	0,009	-0,31
	Jones Cash-Flow c/p	37	0,006	33	-0,003	-0,25
	Marginal	37	-0,001	34	-0,017	-2,04**
Aumenta	Jones Standard total	16	-0,017	57	-0,004	-0,63
	Jones Standard c/p	16	-0,017	57	-0,005	-0,21
	Jones Cash-Flow total	15	-0,003	55	0,005	-0,56
	Jones Cash-Flow c/p	15	-0,004	55	0,006	-0,52
	Marginal	16	-0,020	55	-0,002	-1,88*
Disminuye	Jones Standard total	19	-0,002	54	-0,013	-0,08
	Jones Standard c/p	19	-0,014	54	-0,003	-0,43
	Jones Cash-Flow total	18	0,002	52	0,004	0,17
	Jones Cash-Flow c/p	18	0,009	52	-0,002	0,19
	Marginal	18	-0,015	53	-0,010	-0,53
INDEP	Modelo	Grupo		Resto		Test Diferencia ¹
		N	$\Delta\text{Abs}[\text{ADD}]$	N	$\Delta\text{Abs}[\text{ADD}]$	
No cambia	Jones Standard total	42	0,003	31	-0,024	-1,89**
	Jones Standard c/p	42	0,001	31	-0,014	-1,31*
	Jones Cash-Flow total	41	0,009	29	-0,003	-0,98
	Jones Cash-Flow c/p	41	-0,003	29	0,002	-0,08
	Marginal	41	-0,002	30	-0,017	-1,73**
Aumenta	Jones Standard total	17	-0,013	56	-0,008	0,63
	Jones Standard c/p	17	-0,004	56	-0,010	0,25
	Jones Cash-Flow total	16	0,006	54	0,002	1,15
	Jones Cash-Flow c/p	16	0,013	54	-0,005	1,71**
	Marginal	16	-0,015	55	-0,011	-0,53
Disminuye	Jones Standard total	14	-0,037	59	0,001	-1,69**
	Jones Standard c/p	14	-0,026	59	0,000	-1,93**
	Jones Cash-Flow total	13	-0,031	57	0,009	-2,49**
	Jones Cash-Flow c/p	13	-0,024	57	0,006	-1,96**
	Marginal	14	-0,020	57	-0,002	-1,58*

Notas: La tabla muestra el valor mediano del cambio en el nivel de manipulación calculado con los diferentes modelos de ajustes por devengo discrecionales para los distintos grupos identificados según el cambio en la proporción de consejeros dominicales e independientes.

¹ Estadístico z del test de signos y rangos de wilcoxon que contrasta la hipótesis de igualdad de los valores medianos del cambio en el nivel de manipulación de los dos grupos.

los cinco modelos alternativos para el cálculo del nivel de manipulación, la mediana del cambio en el mismo es en todo caso negativa mientras que es positiva o mucho menos negativa para el resto de observaciones, siendo las diferencias significativas utilizando los cinco modelos alternativos para calcular el nivel de manipulación.

Aunque no se han tabulado los resultados, debe también mencionarse el hecho de que no se observan cambios estructurales importantes en la composición de los Consejos, por lo que no ha sido posible plantear un análisis comparativo del efecto que estos cambios tiene sobre el nivel de manipulación. De hecho, sólo observamos un caso en el que se pasa de tener más del 50% de miembros dominicales a tener menos y otro en el que ocurre a la inversa; y únicamente en dos ocasiones el porcentaje de miembros independientes deja de ser superior al 50% para pasar a ser inferior, no existiendo ningún caso a la inversa.

En definitiva, los resultados de este análisis corroboran los obtenidos en el análisis *cross-section*, fundamentalmente en lo que se refiere al papel de los consejeros independientes que, en contra de las predicciones, no suponen un freno a las prácticas manipuladoras, sino al contrario. Sin embargo, debe señalarse la limitación que implica la escasa información disponible, que únicamente ha permitido calcular cambios anuales en la composición del Consejo durante 2 ejercicios. En este sentido, como señalan Ricart *et al.* (1999), cualquier cambio en las prácticas de gobierno corporativo de las empresas toma su tiempo en producir resultados y, en consecuencia, el análisis planteado podría no estar captando totalmente el efecto que pretende observarse. Incluso, el análisis podría incorporar el efecto “desestabilizador” que la realización de cambios en la estructura de gobierno de las compañías provoca en el corto plazo.

8. Resumen y conclusiones

La información contable juega un papel fundamental en el diseño de determinados contratos que se establecen para controlar la actuación de la gerencia por parte de los propietarios de la empresa cuando gestión y propiedad se separan (Watts y Zimmerman, 1986). Con el fin de conseguir que los objetivos de la gerencia se alineen con los de los accionistas, en muchos de esos contratos se establecen cláusulas que supeditan la riqueza de la primera a la consecución de los objetivos de los segundos, expresados en función de variables contables como el beneficio. Sin embargo, el establecimiento este tipo de cláusulas también da lugar a conductas oportunistas por parte de la gerencia, que puede manipular las cifras contables para alcanzar artificialmente los objetivos marcados en el contrato, aunque no se refleje la imagen fiel de la empresa. En este contexto, el buen gobierno corporativo proporciona mecanismos para controlar las prácticas manipuladoras, contribuyendo a mejorar la calidad y transparencia de la información financiera proporcionada por la empresa y, en definitiva, velando por los intereses de los accionistas, cuya implicación en tareas de supervisión y control de la gerencia disminuye conforme aumenta el grado de dispersión del capital.

Este trabajo presenta evidencia empírica sobre la relación entre el gobierno corporativo y las prácticas de manipulación contable en un conjunto de empresas españolas que voluntariamente presentaron a la CNMV, durante los ejercicios 1999, 2000 y 2001, información sobre el grado de implantación en sus organizaciones de las recomendaciones de buen gobierno incluidas en el Informe Olivencia, que tomó como

modelo de referencia el Informe Cadbury del Reino Unido. El análisis se ha centrado en dos aspectos clave de la estructura de gobierno de la empresa: la composición cualitativa del Consejo de Administración; y la existencia y composición de comisiones delegadas del Consejo, en particular, los comités de auditoría y nombramientos. La evidencia aportada es especialmente relevante por cuanto que se refiere a un contexto europeo continental cuyas características difieren sustancialmente de las de los países anglosajones, fundamentalmente Estados Unidos y Reino Unido, donde la evidencia empírica ha puesto de manifiesto la efectividad de los mecanismos de buen gobierno mencionados para restringir las prácticas manipuladoras.

Algunos de los resultados obtenidos corroboran la evidencia previamente presentada en el contexto anglosajón. Así, la presencia de consejeros dominicales, representantes de grupos accionariales importantes, está negativa y significativamente relacionada con el nivel de manipulación, medido a través del valor absoluto de los ajustes por devengo discrecionales. Estos consejeros, cuya presencia en las compañías europeas es muy significativa, constituyen por tanto el mecanismo de control fundamental de las prácticas manipuladoras en España. También se observa que el ratio que relaciona la retribución al auditor externo por servicios de consultoría con la retribución por el servicio de auditoría está positivamente relacionado con el nivel de manipulación, lo que sugiere que el hecho de que las empresas contraten con el auditor servicios de consultoría supone una reducción de la independencia de este último en el desempeño de su labor de auditoría, lo que resulta en una mayor flexibilidad ante las prácticas manipuladoras. Sin embargo, a diferencia del contexto anglosajón, la relación encontrada entre el nivel de manipulación y la presencia de consejeros independientes es positiva y significativa, excepto cuando existe un comité de nombramientos formado por mayoría de miembros dominicales. Además, reducciones en la proporción de miembros independientes en el Consejo vienen acompañadas de reducciones en el nivel de manipulación.

La evidencia presentada pone de manifiesto que el éxito de los mecanismos de buen gobierno en la restricción de las prácticas contables manipuladoras depende en gran medida del contexto en el que los mismos son implementados, apoyando los argumentos de quienes opinan que la mera importación del modelo anglosajón de gobierno corporativo, en el que la figura del consejero independiente es fundamental, no es adecuada en nuestro país, ni en otros de similares características. Como señala Recalde (2003), las sociedades españolas tienen estructuras de gobierno sustancialmente distintas de las de las compañías norteamericanas, con importantes participaciones familiares e institucionales que ejercen por sí mismas un papel de control sobre la gerencia. Por otro lado, el propio Informe Aldama (2003) señalaba que las reservas que la figura del consejero independiente suscita entre inversores y expertos en el mercado español son fiel reflejo de la escasa experiencia real acumulada sobre este particular en el mundo de los negocios y en la sociedad en España. En efecto, en España ni la cultura empresarial ni la regulación existente han propiciado la creación de un mercado de expertos independientes abierto y competitivo que proporcione a las empresas personas con el perfil adecuado para desempeñar la labor que en el contexto anglosajón tiene atribuida la figura del consejero independiente. De hecho, en el tercer informe anual sobre las prácticas de gobierno corporativo de las principales compañías europeas realizado por la firma especializada Heidrick & Struggles en 2003, España aparece en el último lugar del ranking respecto al grado de información proporcionada sobre muchos aspectos de relacionados con el Consejo de Administración. Como señala este mismo informe, en España la escasa transparencia sobre la remuneración de los consejeros, su *background* y la forma de selección de los mismos, hace difícil para los inversores evaluar los conflictos de intereses potenciales y la verdadera independencia y competencia de los mismos.

Como reflexión final, en cualquier caso, si se pretende que el modelo de gobierno corporativo que ha tenido éxito en otros países proporcione resultados similares, será necesario tomar medidas que hagan converger las características del entorno, no sólo en la forma sino también en el fondo. Para ello, como sugiere el informe de Heidrick & Struggles debe promoverse un cambio en la cultura empresarial que, entre otras cuestiones, traiga consigo una mayor difusión, transparencia y homogeneidad de la información presentada por las compañías sobre sus mecanismos de gobierno. Asimismo, algunas medidas que potencien la creación de un mercado de expertos realmente independientes incentivados a llevar a cabo su labor en representación de los intereses del pequeño accionista serían también deseables. Extensiones del análisis planteado a otros países ayudarían a identificar los factores del entorno que contribuyen al éxito de los mecanismos de gobierno corporativo como elementos de control de las prácticas manipuladoras.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ACUERDO DEL CONSEJO DE MINISTROS, de 28 de febrero de 1997, Economía y Hacienda (<http://www.la-moncloa.es/web/asp/gob05.asp>).
- ACUERDO DEL CONSEJO DE MINISTROS, de 19 de julio de 2002, Economía y Hacienda (<http://www.la-moncloa.es/web/asp/gob05.asp>).
- AHMED, A.S., TAKEDA, C. y THOMAS, S. [1999]: “Bank loan loss provisions: a re-examination of capital management, earnings management and signalling effects”, *Journal of Accounting and Economics*, vol.28, núm.1: 1-25.
- APELLÁNIZ, P. y LABRADOR, M. [1995]: “El impacto de la regulación contable en la manipulación del beneficio. Estudio empírico de los efectos del PGC de 1990”, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol.24, núm.82: 13-40.
- ASHBAUGH, H., LAFOND, R., y MAYHEW, B.W. [2003]: “Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence”, *The Accounting Review*, vol.78, núm.3: 611-639.
- AZOFRA, V., CASTRILLO, L. y M. DELGADO [2000]: “Detecting Earnings Management in a Spanish Context”, 23rd Annual Congress of the European Accounting Association, Munich, March 2000.
- BEAVER, W.H. y ENGEL, E.E. [1996]: “Discretionary behaviour with respect to allowances for loan losses and the behaviour of security prices”, *Journal of Accounting and Economics*, vol.22, núm.1-3: 177-206.
- BEASLEY, M.S. [1996]: “An empirical analysis of the relation between the board of directors and financial statement fraud”, *The Accounting Review*, vol.71, núm.4: 443-465.
- BECK, P.J., FRECKA T.J., y SOLOMON, I. [1988]: “Model of the market for MAS and audit services: knowledge spillovers and audit-auditee bonding”, *Journal of Accounting Literature*, vol.7: 50-64.
- BENEISH, M.D. [1997]: “Detecting GAAP violation: implications for assessing earnings management among firms with extreme financial performance”, *Journal of Accounting and Public Policy*, vol.16, núm.3: 271-309.
- BERLE, A.A., y MEANS, G.C. [1932]: *The modern corporation and private property*, Transaction Publishers, New Brunswick, New Jersey.
- BYRD, J.W., y HICKMAN, K.A. [1992]: “Do outside directors monitor managers? Evidence from tender offer bids”, *Journal of Financial Economics*, vol.32, núm.2: 195-221.
- CAHAN, S.F. [1992]: “The Effect of Antitrust Investigations on Discretionary Accruals: A Refined Test of the Political Cost Hypothesis”, *The Accounting Review*, vol. 67, nº 1, pp. 77-95.
- CHUNG, H., y KALLAPUR, S. [2003]: “Client importance, non-audit services and abnormal accruals” Working Paper, Purdue University.
- COASE, R.H. [1937]: “The nature of the firm”, *Economica*, vol. 4, (noviembre): 386-405.

- COMISIÓN ESPECIAL PARA EL ESTUDIO DE UN CÓDIGO ÉTICO DE LOS CONSEJOS DE ADMINISTRACIÓN DE LAS SOCIEDADES [1998]: “El gobierno de las sociedades cotizadas”, Informe Olivencia (febrero), Madrid.
- COMISIÓN ESPECIAL PARA EL FOMENTO DE LA TRANSPARENCIA Y SEGURIDAD EN LOS MERCADOS Y EN LAS SOCIEDADES COTIZADAS [2003]: Informe Aldama (enero), Madrid.
- DEANGELO, L. [1981]: “Auditor size and audit quality”, *Journal of Accounting and Economics*, vol.3, núm.3: 183-199.
- DECHOW, P.M., SLOAN, R.G. y SWEENEY, A.P. [1995]: “Detecting earnings management”, *The Accounting Review*, vol.70, núm.2: 193-225.
- DECHOW, P.M., SLOAN, R.G. y SWEENEY, A.P. [1996]: “Causes and consequences of earnings manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC”, *Contemporary Accounting Review*, vol.13, núm.1: 1-36.
- DEFOND, M.L. y JIAMBALVO, J. [1991]: “Incidence and circumstances of accounting errors”, *The Accounting Review*, vol.66, núm.3: 643-655.
- DEFOND, M.L. y JIAMBALVO, J. [1994]: “Debt covenant violation and manipulation of accruals: accounting choice in troubled companies”, *Journal of Accounting and Economics*, vol.18, núm.2: 145-176.
- DEFOND, M.L. y SUBRAMANYAM, K.R. [1998]: “Auditor changes and discretionary accruals”, *Journal of Accounting and Economics*, vol.25, núm.1: 35-68.
- DEFOND, M.L., RAGHUMANDAN, K., y SUBRAMANYAN K.R. [2002]: “Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions”, *Journal of Accounting Research*, vol.40, núm.4: 1247-1274.
- DYE, R.A. [1988]: “Earnings management in an overlapping generations model”, *Journal of Accounting Research*, vol.26, núm.2: 195-235.
- ELLIOTT, J.A., y HANNA, J.D. [1996]: “Repeated accounting write-offs and the information content of earnings”, *Journal of Accounting Research*, vol.34, núm.3 (supplement): 135-155.
- FAMA, E.F. [1980]: “Agency problems and the Theory of the Firm”, *Journal of Political Economy*, vol.88, núm.2: 288-307.
- FAMA, E.F. y JENSEN, M.C. [1983]: “Separation of ownership and control”, *Journal of Law and Economics*, vol.26: 301-325.
- FRANCIS, J.R., MAYDEW, E.L. y SPARKS, H.C. [1999]: “The role of Big6 auditors in the credible reporting of accruals”, *Auditing*, vol.18, núm.2: 17-34.
- FRANKEL, R.M., JOHNSON, M.F. y NELSON, K.K. [2002]: “The relation between auditors’ fees for nonaudit services and earnings management”, *The Accounting Review*, vol.77 (Suplemento): 71-105.
- GAVER, J.J., GAVER, K. y AUSTIN, J. [1995]: “Additional evidence on bonus plans and income management”, *Journal of Accounting and Economics*, vol.19, núm.1: 3-28.

- GIBBONS, R., y MURPHY, K.J. [1990]: "Relative performance evaluations for chief executive office". *Industrial & Labor Relations Review*, vol.43, núm.3: 30-51.
- GILL DE ALBORNOZ, B. e ILLUECA, M. [2004]: "Earnings management under price regulation: Empirical evidence from the Spanish electricity industry", *Energy Economics*, en prensa.
- GONZALO, J.A. [2003]: "Libro blanco para la reforma de la contabilidad en España y gobernanza empresarial", *Revista Valenciana de Economía y Hacienda*, núm.7: 9-23.
- HEALY, J. [1985]: "The effect of bonus schemes on accounting decisions", *Journal of Accounting and Economics*, vol.7, núm.1-3: 85-107.
- HEALY, P.M. y WAHLEN, M.W. [1999]: "A review of the earnings management literature and its implications for standard setting", *Accounting Horizons*, vol.13, núm.4: 365-383.
- HEIDRICK & STRUGGLES [2003]: "Is your board fit for the global challenge?: Corporate governance in Europe", <http://www.heidrick.com>.
- HERMALIN, B.E., y WEISBACH, M.S. [2003]: "Boards of directors as an endogenously determined institution: A survey of the economic literature", *Economic Policy Review*, vol.9, núm.1: 7-26.
- IRELAND, J.C. [2003]: "An empirical investigation of determinants of audit reports in the UK", *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol.30, núm.7-8: 975-1015.
- ILLUECA, M. [2004]: Ejercicio sobre "Contabilidad Creativa" presentado en el concurso oposición al cuerpo de Titulares de Universidad celebrado en la Universitat Jaume I el 18 de Febrero de 2004.
- JENSEN, M.C., y MECKLING, W.H. [1976]: "Theory of the firm: Managerial behaviour, agency costs and ownership structure", *Journal of Financial Economics*, vol.3, núm.4: 305-360.
- JENSEN, M.C., y MURPHY, K.J. [1990]: "Performance pay and top-management incentives", *Journal of Political Economy*, vol.98, núm.2: 225-264.
- JETER, D.C. y L. SHIVAKUMAR [1999]: "Cross-sectional estimation of abnormal accruals using quarterly and annual data: Effectiveness in detecting event-specific earnings management", *Journal of Accounting and Business Research*, vol.29, núm.4: 299-319.
- JONES, J. [1991]: "Earnings management during import relief investigations", *Journal of Accounting Research*, vol.29, núm.2: 193-228.
- KAPLAN, R.S. [1985]: "Comments on Paul Healy: Evidence on the Effect of Bonus Schemes on Accounting Procedure and Accrual Decisions", *Journal of Accounting and Economics*, vol.7: 109-111.
- KASZNIK, R. [1999]: "On the association between voluntary disclosure and earnings management", *Journal of Accounting Research*, vol.37, 1: 57-81.
- KEY, K.G. [1997]: "Political Cost Incentives for Earnings Management in the Cable Television Industry", *Journal of Accounting and Economics*, vol.23, pp. 309-337.

- KLEIN, A. [2002]: "Audit committee, board of director characteristics, and earnings management", *Journal of Accounting and Economics*, vol.33, núm.3: 375-400.
- LIN, S., POPE, P.F., y YOUNG, S. [2003]: "Stock market reaction to the appointment of outside directors", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol.30, núm.3-4: 351-382.
- MAKAR, S.D. y P. ALAM [1998]: "Earnings Management and Antitrust Investigations: Political Costs over Business Cycles", *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 25, nº 5 y 6, pp. 701-720.
- MCNICHOLS, M.F. [2000]: "Research design issues in earnings management studies", *Journal of Accounting and Public Policy*, vol.19, núm.4-5: 313-345.
- MOEHRLE, S.R. [2002]: "Do firms use restructuring charge reversals to meet earnings targets?", *The Accounting Review*, vol.77, núm.2: 397-413.
- PEASNELL, K.V., POPE, P.F. y YOUNG, S. [2000a]: "Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models", *Accounting and Business Research*, vol.30, núm.4: 313-326.
- PEASNELL, K.V., POPE, P.F. y YOUNG, S. [2000b]: "Accrual management to meet earnings targets: UK evidence Pre- and Post- Cadbury", *British Accounting Review*, vol.32, núm.4: 415-445.
- PEASNELL, K.V., POPE, P.F. y YOUNG, S. [2001]: "Board monitoring and earnings management: Do outside directors influence abnormal accruals?", Working Paper, Lancaster University (LUMSWP2001/016).
- PERRY, S.E. y T.H. WILLIAMS [1994]: "Earnings Management Preceding Management Buyout Offers", *Journal of Accounting and Economics*, vol. 18, pp. 157-179.
- POVEDA, F. [2001]: "Cuestiones estadísticas sobre modelos y contrastes de ajustes por devengo anormales", Working Paper del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas (IVIE), Serie EC. 2001-16.
- RECALDE, A. [2003]: "Los administradores de las sociedades anónimas en un entorno de Buen Gobierno", *Revista Valenciana de Economía y Hacienda*, núm.7: 51-77.
- RICART, J.E., J.L. ÁLVAREZ y M.A. GALLO [1999]: "Governance mechanisms for effective leadership: The case of Spain", *Corporate Governance*, vol. 7, núm. 3: 266-287.
- SAURINA, J. [1999]: "¿Existe Alisamiento de Beneficios en las Cajas de Ahorro Españolas?", *Moneda y Crédito*, núm. 209: 161-193.
- SCHIPPER, K. [1989]: "Commentary on Earnings Management", *Accounting Horizons*, vol.3, núm.4: 91-102.
- SHIVAKUMAR, L.L. [1996]: "Estimating abnormal accruals for detection of earnings management", Working Paper Vanderbilt University, marzo.
- SHLEIFER, A. y VISHNY, R.W. [1986]: "Large shareholders and corporate control", *Journal of Political Economy*, vol.94, núm.3: 461-488.
- SUBRAMANYAM, K.R. [1996]: "The pricing of discretionary accruals", *Journal of Accounting and Economics*, vol.22, núm.1-3: 249-281.

- TEOH, S.H., WELCH, I. y WONG, T.J. [1998a]: “Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings”, *Journal of Financial Economics*, vol.50, núm.1: 63-99.
- TEOH, S.H., WELCH, I. y WONG, T.J. [1998b]: “Earnings management and the long term market performance of initial public offerings “, *Journal of Finance*, vol.53, núm.6: 1935-1974.
- WARTFIELD, T.D., WILD, J.J., y WILD, K.L. [1995]: “Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings”, *Journal of Accounting and Economics*, vol.20, núm.1: 61-91.
- WATTS, R.L. y ZIMMERMAN, J.L. [1986]: “Positive accounting theory”, Ed. Prentice Hall, New York.
- WATTS, R.L. y ZIMMERMAN, J.L. [1990]: “Positive accounting theory: A ten year perspective”, *The Accounting Review*, vol.65, núm.1: 131-156.
- WEIL, GOTSHAL y MANGES [2002]: “Comparative study of Corporate Governance Codes relevant to the European Union and its member states”, European Commission, Internal Market Directorate General.
- WEISBACH, M.S. [1988]: “Outside directors and CEO turnover”, *Journal of Financial Economics*, vol.20, núm.1-2: 431-460.
- XIE, B., DAVIDSON III, W.N. y DADALT, P.J. [2003]: “Earnings management and corporate governance: the roles of the board and the audit committee”, *Journal of Corporate Finance*, vol.9, núm.3: 295-316.
- YOUNG, S. [1999]: “Systematic measurement error in the estimation of discretionary accruals: An evaluation of alternative modeling procedures”, *Journal of Business, Finance and Accounting*, vol.26, núm.7-8: 833-863.